



Universidade de Brasília

Departamento de Economia

# Mobilidade educacional entre gerações no Brasil

Uma abordagem da função de produção educacional

Victor Chagas Matos

Brasília/DF

2013

Universidade de Brasília

Departamento de Economia

# Mobilidade educacional entre gerações no Brasil

Uma abordagem da função de produção educacional

Victor Chagas Matos

Orientador: Carlos Alberto Ramos

Monografia de conclusão do curso de Economia

# **Mobilidade educacional entre gerações no Brasil**

## **Uma abordagem da função de produção educacional**

**Victor Chagas Matos**

Monografia de conclusão de curso submetida ao departamento de Economia da Universidade de Brasília como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de bacharel em Economia.

Aprovada por:

---

Carlos Alberto Ramos, Doutor pela Université Paris XIII Nord

Orientador

---

Sergei Suarez Dillon Soares, Doutor pela Universidade de Brasília

(Examinador Externo)

Brasília, 15 de Abril de 2013.

## Agradecimentos

A meus pais, que sempre me apoiaram e nunca deixaram de acreditar em mim;

A meu orientador, Carlos Alberto Ramos, pela paciência, dedicação, sabedoria e palavras de suporte;

A meu chefe, Sergei Soares, pela generosidade e paciência em ensinar o que hoje se constitui o meu amor pela ciência econômica;

À professora Maria Eduarda Tannuri-Pianto pelo excepcional curso de econometria;

A minha querida amiga, Manuela Ramos, pelo carinho, atenção e amizade;

A meus amigos que se preocupam e partilham do meu cotidiano, em especial, Layla César, Camila Souza e Lilah Fialho, pelo afeto e conforto em momentos difíceis.

*“Education, then, beyond all other devices of human origin, is the great equalizer of conditions of men – the balance wheel of the social machinery. It does better than to disarm the poor of their hostility toward the rich; it prevents being poor.”*

*Horace Mann*

*“Get over the idea that only children should spend their time in study. Be a student so long as you still have something to learn, and this will mean all your life.”*

*Henry L. Doherty*

*“Poverty is multidimensional. It extends beyond money incomes to education, health care, political participation and advancement of one’s own culture and social organisation.”*

*Atal Bihari Vajpayee*

# Sumário

<b>Introdução</b>	<b>9</b>
<b>1 Função de Produção da Educação</b>	<b>12</b>
1.1 A Função de Produção . . . . .	12
1.2 Especificação da forma funcional e dados experimentais vs não experimentais	14
1.3 Estimação da função de produção educacional . . . . .	16
1.3.1 Eficiência vs Eficácia . . . . .	17
1.3.2 Eficácia dos insumos . . . . .	19
1.3.2.1 Gastos por estudante . . . . .	19
1.3.2.2 Escolaridade do professor . . . . .	24
1.3.2.3 Experiência do professor . . . . .	27
1.3.2.4 Razão professor-aluno . . . . .	29
1.3.2.5 Salário relativo do professor, instalações, gastos adminis- trativos e tamanho da escola . . . . .	32
1.4 Discussão final . . . . .	35
<b>2 Metodologia e base de dados</b>	<b>39</b>
2.1 Modelo Econométrico . . . . .	39
2.1.1 Estimação . . . . .	40
2.1.2 <i>Cut-points</i> . . . . .	41
2.1.3 Interpretação dos coeficientes . . . . .	42
2.2 Insumos escolares . . . . .	42
2.3 Insumos familiares . . . . .	45
<b>3 Resultados</b>	<b>48</b>
3.1 Apresentação das estimações . . . . .	48
3.2 Discussão dos resultados . . . . .	54
<b>Conclusão</b>	<b>56</b>



## Lista de Gráficos

Gráfico 1: Gasto anual por estudante em instituições escolares para todos os serviços (2008) . . . . .	9
Gráfico 2: Função de produção . . . . .	13
Gráfico 3: Série do número de conclusões no ensino primário por UF . . . . .	43
Gráfico 4: Série da população de 5 anos por UF . . . . .	44
Gráfico 5: Coeficientes do modelo <i>probit</i> ordenado . . . . .	48
Gráfico 6: <i>Cut-points</i> do modelo <i>probit</i> ordenado . . . . .	50
Gráfico 7: Coeficientes do modelo <i>probit</i> ordenado 2 . . . . .	51
Gráfico 8: Coeficiente de educação do pai do modelo <i>probit</i> ordenado 2 . . . . .	51
Gráfico 9: Coeficiente de educação da mãe do modelo <i>probit</i> ordenado 2 . . . . .	52
Gráfico 10: Coeficiente de unidades escolares do modelo <i>probit</i> ordenado 2 . . . . .	52
Gráfico 11: Coeficiente de professores do modelo <i>probit</i> ordenado 2 . . . . .	53
Gráfico 12: Coeficiente de insumos escolares do modelo <i>probit</i> ordenado . . . . .	53
Gráfico 13: <i>Cut-points</i> do modelo <i>probit</i> ordenado 2 . . . . .	54



## Lista de Tabelas

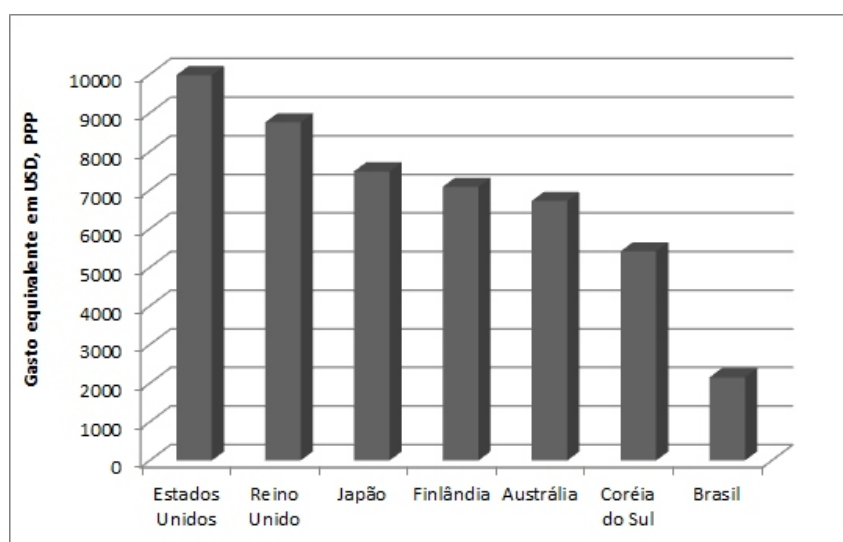
Tabela 1: Síntese dos coeficientes estimados para insumos escolares de 187 estudos da função de produção educacional . . . . .	20
Tabela 2: Meta re-análise: testes qui-quadrado invertidos de Fisher baseados em 90% dos resultados, testando significância dos recursos escolares em grupos de bons e maus estudos . . . . .	24
Tabela 3: Regressões via MQO da função de produção educacional para <i>pool</i> de dados estaduais . . . . .	25
Tabela 4: Regressão dos determinantes das notas de matemática dos alunos da 8ª e 9ª séries in 127 distritos do Alabama . . . . .	27
Tabela 5: Regressão das notas finais dos alunos com professores entrantes: efeitos diferenciais de treinamento . . . . .	29
Tabela 6: Efeitos das características dos professores e escolas no desempenho escolar de alunos da 4ª a 7ª série em matemática e interpretação . . .	30
Tabela 7: Efeitos estimados dos recursos escolares sobre o desempenho dos alunos aos 14 anos . . . . .	32
Tabela 8: Regressão das notas finais dos alunos com professores entrantes: efeitos diferenciais do tamanho da sala . . . . .	33
Tabela 9: Taxa de crescimento dos gastos públicos em educação, das notas de matemática e interpretação nos Estados Unidos . . . . .	35
Tabela 10: Coeficientes de correlação para as notas em matemática e interpretação e os gastos em educação nos Estados Unidos . . . . .	36
Tabela 11: Unidades da federação e os anos de amostragem . . . . .	44
Tabela 12: Estatísticas descritivas para a população em idade escolar e insumos escolares . . . . .	45
Tabela 13: Descrição das variáveis de educação da PNAD (1988) . . . . .	46
Tabela 14: Estatísticas descritivas para variáveis dos insumos familiares da PNAD (1988) . . . . .	47

## Introdução

A política educacional se configura hoje como questão central de diversos governos ao redor do globo, principalmente para países em desenvolvimento. Os “tigres asiáticos” são tipicamente lembrados por pesados investimentos em educação que resultaram em expressivos ganhos educacionais partir da década de 1960, a saber Hong Kong, Taiwan, Cingapura e Coréia do Sul. Se foi essa política que impulsionou o forte crescimento econômico que esses países viveram é uma outra questão, mas o ponto a ser enfatizado é que esses ganhos foram duradouros. Na última edição do exame Tendências Internacionais no Estudo da Matemática e das Ciências (TIMSS), em 2011, o quarteto asiático ocupou as quatro primeiras posições para matemática e as três primeiras em ciências, apenas com Hong Kong em oitavo (MULLIS et al., 2012; MARTIN et al., 2012).

Contudo, nem todos os países que canalizaram volumosos recursos à educação tiveram resultados tão expressivos, como é o caso dos Estados Unidos e Austrália. A maior economia do mundo ficou apenas na décima colocação em ciências e nona em matemática. Já as crianças australianas tiveram a décima segunda colocação em ambas as matérias (MULLIS et al., 2012; MARTIN et al., 2012). Esse quadro não ilustra que os Estados Unidos e a Austrália estão se saindo mal, mas que existem países investindo menos e obtendo melhores resultados, caso de Coréia do Sul e Finlândia (ver gráfico 1).

Gráfico 1: Gasto anual por estudante em instituições escolares para todos os serviços (2008)



Fonte: *Chart B1.2. Annual expenditure per student by educational institutions for all services, by level of education (2008)*, (OECD, 2011)  
Elaboração própria.

Nos dias atuais, o Brasil começa a figurar entre os países que mais investem em educação como porcentagem do PIB. De acordo com o relatório do Banco Mundial de

2009, o Brasil investe 5.6% do PIB em educação, percentagem idêntica a do Reino Unido, Letônia e Lituânia. Apesar de tal comparação trazer questionamentos interessantes, ela é inadequada. A população brasileira é significativamente maior que a do Reino Unido, embora seus PIB's sejam parecidos. Não apenas, questões socioeconômicas também restringem a análise, por exemplo, Brasil e Letônia figuram situações de alfabetismo relativamente distintas, 99.75% dos jovens entre 15 e 24 anos são letrados frente a 98% dos brasileiros<sup>1</sup>.

Indo além, se observado o gasto anual por estudante, por exemplo, constata-se que o Brasil se encontra em um patamar relativamente longínquo (ver gráfico 1). Entretanto, a questão a ser ponderada com essa comparação é a maneira como esses gastos são feitos, em quê e para quê. Qual explicação pode ser dada para que os Estados Unidos tenham um gasto tão alto e isso não se traduza em resultados melhores? Em suma, é preciso determinar a eficácia dos gastos para que então possa ser viabilizada uma política educacional eficiente. É neste contexto que a função de produção educacional se insere como um paradigma que permite a análise de eficácia dos insumos.

No contexto brasileiro, a questão educacional é constantemente alvo de críticas, em que muitos afirmam que é preciso investir mais em educação. Uma forma de avaliar a situação da educação brasileira é analisar a mobilidade educacional. Binder e Woodruff (2002) argumentam que a mobilidade educacional entre gerações é uma maneira de examinar a expansão da oferta educacional: uma vez que indivíduos que antes não estudavam ou não chegavam a concluir determinado nível de ensino passam a fazê-lo, é necessário que haja um aumento da oferta de educação, considerando que os alunos já existentes não regredam.

À luz do exposto, este estudo tem dois objetivos: i) trazer o debate recorrente da aplicabilidade da função de produção ao contexto educacional, apresentando uma revisão da literatura e os resultados mais recentes; ii) verificar a existência de mobilidade educacional e quais os fatores responsáveis por ela. Uma vez encontrado os propulsores da educação, pode-se fazer uma análise da política educacional brasileira: se esta foi equalizadora de oportunidades no contexto educacional ou não.

Sob a égide colocada, este trabalho está dividido em três capítulos, iniciando com uma revisão da literatura sobre a função de produção educacional a partir da década de 1990. São apresentados os estudos e seus resultados por insumos, perpassando pelas discussões teóricas e econométricas, nomeadamente, a questão da má especificação, conflito da equação de oferta educacional com insumos da demanda educacional e os efeitos estimados pelos diferentes tipos de dados – dados experimentais e não experimentais.

No segundo capítulo, é explicado o modelo econométrico utilizado sob o arcabouço

---

<sup>1</sup>Dados retirados de <http://www.indexmundi.com/facts/indicators/SE.ADT.1524.LT.FE.ZS/rankings>.

da função de produção – um *probit* ordenado. Além, é detalhada a base de dados, suas fontes, variáveis utilizadas e período de análise. Por fim, o capítulo três traz os resultados da regressão, uma discussão acerca do conceito de mobilidade e se houve existência ou não de mobilidade e quais insumos tiveram mais importância, e as conclusões que podem ser obtidas em relação à política educacional brasileira.

# 1 Função de Produção da Educação

A pesquisa sobre os determinantes do desempenho educacional perpassa por várias abordagens, dentre as quais a função de produção se destaca na condição de paradigma dominante na ciência econômica (HEDGES; LAINE; GREENWALD, 1994). Uma extensa literatura trata, primeiramente, sobre a atratividade e a grande aplicabilidade do conceitual teórico que envolve a função de produção em análises quantitativas relacionadas ao sucesso educacional (HANUSHEK, 1989). Em segundo lugar, há também um grande debate com relação à consistência dos resultados obtidos a partir da aplicação da função de produção (MONK, 1989; HODAS, 1993; VERSTEGEN; KING, 1998).

Este capítulo tem por objetivo apresentar o instrumental da função de produção, com ênfase na aplicação a pesquisas educacionais. Levando em consideração o exposto, o capítulo está dividido em quatro seções. Inicia-se discutindo o que a função de produção representa, a base conceitual que circunscreve esse conceito e suas aplicabilidades; na segunda seção, é apresentada a forma funcional da função de produção aplicada ao contexto educacional, interpretação dos coeficientes e especificação de dados; na terceira seção, são expostos os principais estudos feitos e os resultados encontrados; por fim, na última seção é abordado o debate que trata da pertinência da utilização da função de produção no ambiente educacional.

## 1.1 A Função de Produção

O estudo do comportamento das empresas, sobretudo no âmbito da produção, remete ao conceito da função de produção. Na teoria da firma, existem os insumos usados na produção, também chamados de fatores de produção, e os produtos, bens finais obtidos a partir do processo produtivo<sup>2</sup>. Além, há a ideia de tecnologia da firma, a qual descreve uma das restrições impostas à produção, ou seja, as empresas possuem apenas algumas formas viáveis de combinar insumos para fabricar certa quantidade de produto.

Em Varian (2006, p. 346-347), “o conjunto de todas as combinações de insumos e produtos que compreendem formas tecnologicamente viáveis de produzir é chamado **conjunto de produção**”<sup>3</sup>. Contudo, os insumos utilizados por uma empresa apresentam custos para serem adquiridos, assim é desejável conhecer o *máximo de produção obtível a partir de uma quantidade de insumo*. A função que descreve o nível máximo de produção possível via combinações distintas dos insumos é a **função de produção** (MONK, 1989). Assim, a fronteira do conjunto de produção é dada pela função de produção, representada

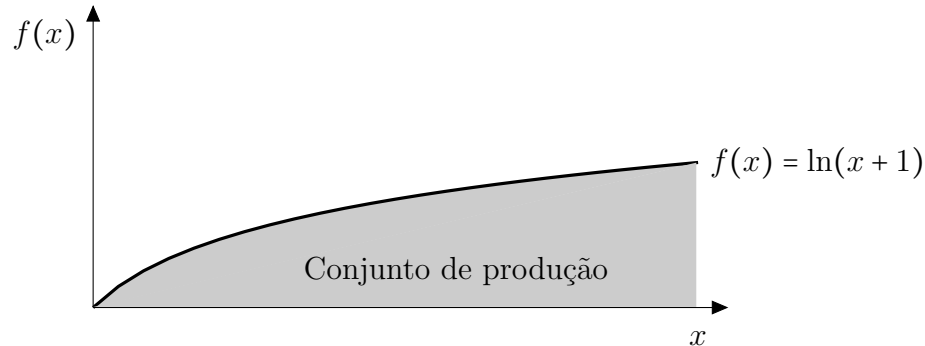
---

<sup>2</sup>A teoria da firma abrange outros conceitos, como bens de capital ou capital físico, capital financeiro, taxa marginal de substituição, produto marginal, ...; contudo, precisa-se apenas da noção de insumo-produto.

<sup>3</sup>Grifos originais do autor.

pela linha preta forte (ver gráfico 1).

Gráfico 2: Função de produção



Elaboração própria

A função de produção exposta no gráfico 1 é descrita pela função  $f(x) = \ln(x+1)$ . Essa é a maneira como a empresa combina o insumo  $x$  para obter o produto  $y = f(x)$ , de modo a obter o máximo possível de produto com o insumo empregado. De fato, a literatura econômica possui exemplos frequentes de funções de produção, como a função de produção Cobb-Douglas, de proporções fixas (Leontief) e a de bens substitutos perfeitos, onde  $\alpha$  representa um escalar qualquer, e  $x_1$  e  $x_2$  são insumos<sup>4</sup>:

$$\text{Cobb-Douglas: } f(x_1, x_2) = \alpha x_1^a x_2^b$$

$$\text{Proporções fixas: } f(x_1, x_2) = \alpha \min\{x_1, x_2\}$$

$$\text{Substitutos Perfeitos: } f(x_1, x_2) = \alpha(x_1 + x_2)$$

Estudos que se pautam na função de produção ambicionam derivar um modelo quantitativo que seja capaz de relacionar variáveis tidas como insumos com outra ou uma combinação de outras que descrevam a medida do produto. Isso porque uma vez encontrada uma relação, permite-se prever o efeito que uma mudança nos insumos causa na medida do produto e, é nessa propriedade que reside grande parte do poder da função de produção (GREENWALD; HEDGES; LAINE, 1996).

Se a função de produção existe e é conhecida, o administrador ou o gestor de políticas é capaz de calcular o nível de produção que é tecnicamente possível dada as circunstâncias (quantidade de insumos, número de horas de trabalho, condições do tempo). Com esse conhecimento, ele é capaz de averiguar precisamente a eficiência da política em questão e, assim gerar ganhos de eficiência (MONK, 1989). No caso específico da educação, o grande interesse é a identificação dos meios capazes de alcançar o maior incremento na educação pública sob os menores custos, ou seja, meios com a melhor razão custo-benefício (HEDGES; LAINE; GREENWALD, 1994).

<sup>4</sup>A nomenclatura das funções de produção segue (VARIAN, 2006).

## 1.2 Especificação da forma funcional e dados experimentais vs não experimentais

Antes de entrar na estimação da função de produção, é de grande interesse descrever melhor a função de produção educacional. O tratamento da função de produção pode parecer simples, mas de fato é uma das questões preponderantes dentro da literatura de economia da educação. O processo educacional não apresenta um resultado findo; em verdade, ele é um processo cumulativo o qual impacta em vários âmbitos e momentos a vida da pessoa (TODD; WOLPIN, 2003).

Genericamente, a função de produção possui a seguinte forma funcional:

$$Q = f[x_1, x_2, \dots, x_n] \quad (1)$$

onde  $Q$  representa o *output* e  $x_j$  o  $j$ -ésimo *input*. A critério de ilustração,  $Q$  poderia ser a nota do vestibular e os insumos ( $x_j$ 's) poderiam ser escolaridade dos pais, horas de estudo, experiência do professor, quantidade de vestibulares que fez, entre outros. Contudo, como ressaltado, essa especificação é extremamente abrangente, de modo que é preciso ir além da equação para entender os fundamentos da discussão que circunscreve a função de produção educacional.

Primeiramente, o que considerar como resultado do processo educacional? Seriam as notas em avaliações intra-escolas ou nacionais, ou talvez internacionais; poderia ser o salário obtido no futuro; quiçá o fato do aluno ser aprovado ou não. Essa é uma questão problemática para a qual não há uma resposta simples. De fato, todas essas variáveis já foram utilizadas em estudos de avaliação educacional, de modo que a escolha é muitas vezes subjetiva.

Em segundo lugar, quais insumos são relevantes no processo educacional? De maneira similar ao *output*, os *inputs* também são inúmeros e a escolha se baseia principalmente na teoria, disponibilidade de dados e predileção do autor. Assim, apesar das principais diretrizes sobre as formas de especificação terem evoluído, não há consenso em relação à especificação exata da função de produção educacional, e em como medir os insumos ou resultados educacionais (HEDGES; LAINE; GREENWALD, 1994).

Indo além, o modelo subjacente a essa especificação assume que os resultados do processo educacional (*outputs*) se relacionam diretamente com uma série de fatores (*inputs*), sendo que alguns estão em controle do governo, como a quantidade e experiência dos professores, infra-estrutura escolar, acesso à escola e material didático, e outros são intrínsecos do aluno, como a escolaridade dos pais, capacidade de aprendizado, situação socioeconômica (HANUSHEK, 1986).

Uma vez que a função toma forma, a análise estatística empregada consiste, em geral, de uma regressão. Neste contexto, a função se caracteriza por:

$$Q = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n + u \quad (2)$$

onde o interesse reside nos coeficientes estimados, os  $\hat{\beta}_j$ 's. Estes capturam o efeito em  $Q$  do acréscimo de uma unidade marginal de  $x_j$ , todo o resto mantido constante<sup>5</sup> (WOOLDRIDGE, 2006).

Contudo, a condição de *ceteris paribus* é um tanto complexa e precisa ser melhor detalhada. O que de fato pode-se assumir que permanece constante? Certamente as variáveis que estão sob o controle do governo são passíveis de serem mantidas constantes, assim como o estoque de educação dos pais e outras variáveis que são de difícil alteração no curto prazo.

Entretanto, sempre há a possibilidade dos pais recorrerem a aulas de reforço para os filhos, dedicarem mais tempo para acompanhar o desempenho educacional da criança, ou da escola disponibilizar mais recursos para um determinado professor que possui maiores turmas. Esses fatores seriam capturados na análise, também chamados de efeitos indiretos, e poluiriam o efeito *ceteris paribus* analisado. Em verdade, a existência de efeitos indiretos está intrinsecamente ligada ao *tipo* de dado disponível.

Os dados utilizados em análises via função de produção educacional podem ser classificados em dois abrangentes tipos: i) dados observáveis em que é plausível assumir que os insumos do processo de produção educacional estão sujeitos a escolhas feitas pelos pais e instituições escolares, também chamados de dados não experimentais; ii) dados observáveis em que pelo menos uma parte dos dados é escolhida via distribuição aleatória, estando assim fora da alçada do processo decisório dos pais ou escolas, também denominados dados experimentais (WOLPIN, 1997).

Pela descrição dos dados, já pode-se perceber que os efeitos indiretos irão aparecer nos dados experimentais, afinal nos dados não experimentais pais e escolas estão livres para fazer as escolhas que desejarem. Uma vez que os efeitos indiretos não aparecem nos dados não experimentais, falamos que os coeficientes provenientes de estimações envolvendo estes dados revelam **parâmetros da função de produção educacional**<sup>6</sup>. Por outro lado, os coeficientes vindos de estimações feitas a partir de dados experimentais descrevem **o efeito da política**<sup>7</sup>. (WOLPIN, 1995).

Os parâmetros da função de produção educacional diferem dos efeitos das políticas devido aos efeitos indiretos. Dessa maneira, existem três cenários possíveis: I) os efeito

---

<sup>5</sup> *Ceteris paribus*.

<sup>6</sup> Também chamado "efeito *ceteris paribus*".

<sup>7</sup> Mais comumente referido como "policy effect".



*ceteris paribus* e os efeitos indiretos podem ter sinais contrários; II) o efeito *ceteris paribus* e os efeitos indiretos podem ter o mesmo sinal; III) o efeito *ceteris paribus* e os efeitos indiretos podem ser iguais. Um exemplo pode traduzir isso melhor.

Considere uma política que aloca alunos de maneira aleatória em dois tipos de turmas: turmas pequenas com 15 alunos e turmas grandes com 30 alunos. Caso as famílias dos alunos que foram alocados em salas pequenas comesçassem a dar menos atenção aos filhos, ou seja, os recursos escolares e familiares são bens substitutos caracterizaria uma situação em que os efeitos são contrários (caso I). O caso diametralmente oposto, aquele em que os recursos escolares e familiares são bens complementares, ou seja, as famílias dos alunos alocados em salas menores passam a dar mais atenção, esboça o caso II.

O caso III ocorre quando a família não muda seu comportamento frente a uma mudança de política educacional, ou seja, o fato do filho ser colocado em uma sala maior ou menor não modifica a forma como a família aloca seu tempo com a criança. Sob o caso III, os efeitos são idênticos e os coeficientes das estimações provenientes dos dois tipos de dado são iguais (TODD; WOLPIN, 2003).

Pode-se então perceber que cada tipo de dado dá uma resposta diferente. O *policy effect* é uma importante evidência para políticas públicas, pois dependendo da maneira como os insumos familiares e escolares se relacionam, a política em questão pode não surtir efeito algum, ser extremamente benéfica ou até mesmo ser prejudicial. Contudo, foi imposta uma restrição à análise: a relação entre os insumos. Não há garantia de que a relação entre os insumos seja a mesma para todas as populações, assim resultados obtidos a partir de dados experimentais não são, em geral, generalizáveis (TODD; WOLPIN, 2003).

Indo além, existe uma grande importância nessa diferenciação do que os coeficientes representam. Grande parte das críticas envolvendo estudos da função de produção educacional foi feita sobre a *inconsistência* dos resultados. Como pode-se constatar, não há razão alguma para esperar que os efeitos sejam iguais ou similares para estudos envolvendo diferentes tipos de dados. Não apenas, as inúmeras diferenças de especificação da função também são responsáveis por diferenças extremamente relevantes<sup>8</sup> (TODD; WOLPIN, 2003).

### 1.3 Estimação da função de produção educacional

A origem da estimação da função de produção no âmbito educacional é tida com o relatório *Coleman* (COLEMAN et al., 1966). Este estudo foi uma iniciativa do governo

---

<sup>8</sup>A questão mais importante envolvendo problemas de especificação será tratada com mais detalhe na subseção 1.3.2.1.

americano (*U.S. Office of Education*) que compreendeu uma amostragem de seiscentos mil estudantes de aproximadamente três mil escolas em todo o país, tornando-se o ponto de referência da abordagem educacional via estimação de função de produção (HEDGES; LAINE; GREENWALD, 1994).

De acordo com Hanushek (1989), a grande contribuição do relatório *Coleman* foi direcionar a atenção das pesquisas educacionais para a relação entre insumos educacionais e o desempenho escolar, ao invés de focar nas disparidade entre escolas e professores por raça e região do país. Contudo, a conclusão do relatório apontava que as escolas tinham ínfima importância para explicar o desempenho escolar dos alunos, enquanto a educação dos pais e, em um grau menor, a dos colegas de classe e de convivência rotineira eram tidos como os principais determinantes (COLEMAN et al., 1966).

Inicialmente, alguns autores tentaram justificar os efeitos subestimados das escolas no desempenho educacional, abordando principalmente questões econométricas envolvendo má coleta de dados, especificação incorreta da função de produção, e inadequada mensuração do desempenho educacional<sup>9</sup>. Contudo, a utilização de melhores bases de dados, maior preocupação com a especificação da função, coletas de dados longitudinais e distinção entre fluxos e estoques não geraram resultados unívocos (MONK, 1989).

Fundamentalmente, a questão central que se segue a partir do relatório *Coleman* é a *eficácia* do sistema educacional. Ou seja, as evidências encontradas em Coleman et al. (1966) indicavam que os gastos em educação não traziam retornos substanciais na performance escolar dos alunos. À luz do exposto, faz-se peremptória uma análise mais profunda da diferença entre *eficácia* e *eficiência*.

### 1.3.1 Eficiência vs Eficácia

No âmbito de políticas públicas, foco deste trabalho, o estudo da eficácia tem por objetivo verificar se determinada ação *exerce* impacto sobre uma área de interesse. Ilustrativamente, no caso tratado pelo relatório *Coleman*, o objetivo era averiguar os *determinantes* do desempenho educacional (COLEMAN et al., 1966). Neste ponto, a questão que se coloca é mensurar essa importância, ou seja, o grau em que o instrumento impacta no resultado, sua **eficácia**.

Trazendo esse conceitual para o processo de *decision-making* do governo, há a administração pública, a qual dispõe de um leque de políticas disponíveis, porém enfrenta restrições, sejam essas orçamentárias ou políticas, de modo que ela precisa optar por uma política ou por um conjunto destas. Dessa maneira, o governo deve primar por políticas que apresentem os maiores impactos aos menores custos, ou seja, aquelas mais *eficientes*

---

<sup>9</sup>Ver Bowles e Levin (1968), Cain e Watts (1970), Hanushek e Kain (1972).

(AFONSO; SCHUKNECHT; TANZI, 2005).

Apesar de parecer simples, o problema do governo é de fato muito complexo. Um exemplo ilustrativo pode nos auxiliar. Considere que o governo deseja aumentar a frequência escolar das crianças pertencentes a famílias indigentes por meio de uma transferência de renda condicionada. O governo então fornecerá um auxílio financeiro à família caso a criança frequente à escola. Uma das complicações do problema do governo reside na escolha do *output*: o governo deve primar o impacto na frequência de todas as crianças que se encontram na extrema pobreza, apenas daquelas em piores condições, ou apenas das mais favorecidas dentro da população-alvo?

É muito comum nesse tipo de política que o impacto sobre as crianças em piores condições seja relativamente muito baixo, indicando que para levar essas crianças em particular para a escola, o auxílio deva ser significativamente superior (FILMER; SCHADY, 2011). Neste âmbito, o que o governo deveria priorizar: elevar o auxílio o suficiente para colocar todas as crianças na escola ou dar um auxílio menor que já garanta um relativo incremento na frequência escolar e ter verba para investir em outros projetos, como infra-estrutura, saneamento básico, hospitais?

Em verdade, existem inúmeros cenários possíveis, mas esses já abordam os pontos relevantes dessa discussão: (i) o governo definiu uma variável a ser trabalhada; (ii) deparou-se com uma situação de escolha entre políticas *eficazes*; (iii) precisou escolher o âmbito de atuação dos instrumentos. O ponto (i) concerne a questão da definição do *output* de nossa função de produção educacional. Impreterivelmente, é *necessário* escolher uma variável com a qual trabalhar, para que a partir dela possamos estabelecer a eficácia e a eficiência dos instrumentos existentes.

Hanushek (1986) ressalta que a medida da eficiência das escolas se dá via o incremento à performance média de seus alunos aos menores custos. Entretanto, o mesmo reitera que uma suposição é necessária: “as escolas têm por objetivo maximizar a performance estudantil”<sup>1011</sup> (HANUSHEK, 1986, p. 1166). Apesar de parecer tautológico, este argumento é fundamental na análise. Brown e Saks (1975) argumentam que análises focando um objetivo diferente ou incompleto do tido pela instituição escolar podem ser viesadas por preferências não-observadas das próprias instituições.

O ponto (ii) trata do cerne do debate de eficiência *vs* eficácia: eficiência surge quando há mais de um instrumento eficaz; caso contrário, o único instrumento eficaz seria o eficiente. Dessa forma, analisar eficácia isoladamente pouco resolve o problema central do governo, o qual precisa escolher a política que lhe garanta maior eficiência. No contexto

---

<sup>10</sup>Tradução própria.

<sup>11</sup>O termo performance estudantil, amplamente utilizado nos estudos educacionais, se refere a desempenhos em testes padronizados em termos de nota.

da função de produção educacional, analisar *eficácia* já é uma tarefa complexa por várias razões, entre elas: a) os dados dos processos de produção raramente incluem qualidade, conteúdo, e intensidade da interação aluno-professor e o tempo despendido nas tarefas; b) existência de características endógenas das instituições escolares de árduo acesso ou coleta laboriosa; c) o *output* deveria ser expressado em termos de progresso ou crescimento longitudinal ao invés de desempenho em um momento do tempo (VERSTEGEN; KING, 1998; TODD; WOLPIN, 2003; DEWEY; HUSTED; KENNY, 2000).

A análise da eficiência ainda se torna mais complicada pela necessidade de definição de um paradigma a se seguir <sup>12</sup> (WORTHINGTON, 2001). Por fim, o ponto (iii) aborda uma limitação da análise. A eficácia e, por consequência, a eficiência de um instrumento figuram em determinado escopo; por mais que o governo queira usar seus instrumentos para abarcar diferentes problemas, a decisão deveria se pautar apenas sobre o *output* da função de produção. Nos cenários descritos, o governo poderia investir em infraestrutura, saneamento básico, hospitais; porém, a variável de interesse é a frequência escolar, portanto, dadas as suas restrições, a administração pública deve ver o impacto sobre a *frequência escolar*<sup>13</sup>.

Percebe-se que este é um debate recorrente, mas que está longe de ser exaustivo. Contudo, a literatura da economia da educação, com o *Coleman report*, põe em xeque a eficácia das políticas educacionais. Por consequência, a discussão se centrou na eficácia, enquanto que a eficiência teve estudos importantes, mas marginais<sup>14</sup> (NASCIMENTO, 2008).

### 1.3.2 Eficácia dos insumos

Com a publicação do relatório *Coleman*, surgiu um forte impulso nos estudos envolvendo a função de produção educacional com centenas de trabalhos publicados (TODD; WOLPIN, 2003). Os estudos focaram diferentes insumos, assim serão apresentadas as estimações divididas pelos insumos utilizados ou pelos insumos que receberam maior destaque.

---

<sup>12</sup>Na abordagem via função de produção educacional, três são os paradigmas centrais: (1) abordagem da fronteira determinística; (2) abordagem da fronteira estocástica; (3) abordagem da programação matemática. Para uma análise detalhada desses paradigmas, ver Fried, Lovell e Schmidt (1993), Charnes et al. (1993), Battese, Coelli e Rao (1998).

<sup>13</sup>O fato do governo possuir múltiplos objetivos não deve poluir a análise de eficiência. Caso ele queira decidir entre as políticas aquela que seja a mais eficiente em sua área, isso irá requerer uma análise dos efeitos das políticas sobre seus respectivos resultados isoladamente.

<sup>14</sup>A complexidade matemática e a necessidade de ferramentas computacionais avançadas dos modelos de fronteira de eficiência são fatores que contribuíram para uma menor atenção dos estudos de eficiência dentro da academia.

### 1.3.2.1 Gastos por estudante

Uma significativa controvérsia gira em torno deste insumo. Um dos fortes defensores da função de produção educacional, Eric Hanushek publica uma série de estudos que afirmam que os parâmetros relacionados aos gastos por estudante são não correlacionados com a performance estudantil<sup>15</sup> (HANUSHEK, 1986, 1994, 2010). Hanushek (1989) avalia 187 estudos (ver tabela 1) e conclui: “não há uma forte ou sistemática relação entre gastos escolares e performance estudantil”<sup>16</sup> (HANUSHEK, 1989, p. 47).

Tabela 1: Síntese dos coeficientes estimados para insumos escolares de 187 estudos da função de produção educacional

Insumos	Número de estudos	Estatisticamente significante		Estatisticamente insignificante			
		+	-	Total	+	-	Sinal desconhecido
Razão professor/aluno	152	14	13	125	34	46	45
Escolaridade do professor	113	8	5	100	31	32	37
Experiência do professor	140	40	10	90	44	31	15
Salário do professor	69	11	4	54	16	14	24
Gastos por estudante	65	13	3	49	25	13	11
Insumos administrativos	61	7	1	53	14	15	24
Instalações	74	7	5	62	17	14	31

Fonte: ver Hanushek (1989, p. 47, tabela 3).

Retirado de: (HANUSHEK, 1989)

Contudo, vários trabalhos que seguiram Hanushek (1989), entre eles Hedges, Laine e Greenwald (1994), Cooper et al. (1994), Fortune e O’Neil (1994), Verstegen (1994), Hartman (1994), trazem resultados em prol da importância de GPE no desempenho educacional. De fato, Hedges, Laine e Greenwald (1994) detalham problemas com a metodologia de *vote counting*, a qual foi empregada por Hanushek (1989). Hedges e Olkin (1980) demonstram que essa metodologia é propensa a cometer erros tipo II (aceitar a hipótese nula quando esta é falsa) e que a probabilidade de identificar efeitos presentes em todos os estudos da amostra converge a zero quando o número de estudos aumenta.

Não apenas, Hedges (1984) e Begg e Berlin (1988) exploram a existência de viés de seleção por parte de processos de publicação, em que estudos que obtêm resultados estatisticamente significantes têm maior probabilidade de serem publicados que outros estudos idênticos com resultados não significantes. A presença de tal viés poluiria as conclusões de Hanushek (1981, 1986, 1989), já que o método de seleção dos estudos avaliados foi feito *exclusivamente* para “estimações publicadas em livros ou revistas científicas com revisão paritária”<sup>16</sup> (HANUSHEK, 1989, p. 50).

<sup>15</sup>Os gastos por estudante também são frequentemente referidos como PPE, sigla em inglês para *per pupil expenditure*.

<sup>16</sup>Tradução própria.

Hedges, Laine e Greenwald (1994), utilizando os mesmos estudos analisados por Hanushek (1989), porém com uma metodologia de meta-análise de dados, encontram que gastos por aluno (GPE) apresentam um efeito positivo e significativo sobre o desempenho educacional; caso o gasto por aluno aumentasse em US\$500, haveria um aumento de 0.7 desvio-padrão no desempenho educacional. Segundo os autores, “pelos padrões de medida de intervenção educacional, esse seria um efeito significativo e de grande magnitude”<sup>17</sup> (HEDGES; LAINE; GREENWALD, 1994, p. 11).

Cooper et al. (1994), utilizando dados financeiros a nível do estudante, verificam que existe um resultado positivo e significativo entre gastos por aluno e desempenho educacional<sup>18</sup>. Fortune e O’Neil (1994), empregando várias correções metodológicas de modo a tornar a estimação mais robusta, encontram uma relação positiva entre desempenho educacional e gastos instrucionais<sup>19</sup>. Gastos instrucionais são “gastos presentes para atividades diretamente associadas com a interação entre alunos e professores, incluindo salários e benefícios dos professores, insumos (como livros), e serviços instrucionais adquiridos”<sup>17</sup> (AUD et al., 2012, p. 309).

Na mesma direção, chegaram Verstegen (1994) e Hartman (1994). Analisando os efeitos sobre o desempenho educacional de diferenças entre distritos, Hartman (1994) encontra que distritos que gastam mais em insumos escolares se tornam díspares dos que gastam menos em termos de desempenho educacional. Analisando os gastos escolares, o autor constata que os distritos que gastam mais investem em salas com menos alunos, professores com mais experiência e maiores níveis educacionais, maiores salários para os professores e maiores gastos com recursos humanos e despesas administrativas.

De maneira mais forte, Verstegen (1994) encontra que os recursos disponibilizados para a unidade escolar respondem por um terço da variação no desempenho dos testes de proficiência para matemática. O grande diferencial deste estudo é a utilização de testes de *proficiência*: “os recursos disponibilizados não são um preditor significativo da performance dos alunos em testes de desempenho de habilidades básicas, [...] enquanto que para os testes de proficiência, eles são de magnitude relevante e significantes”<sup>17,20</sup> (VERSTEGEN, 1994, p. 130).

---

<sup>17</sup>Tradução própria

<sup>18</sup>Dados de natureza tão específica eram incomuns no início da década de 90, em geral eles eram agregados a nível distrital.

<sup>19</sup>É importante ressaltar as diferenças metodológicas das variáveis. Os estudos destacados nessa subseção adotam o valor *total* gasto na unidade monetária do país como variável, sem distinção entre os insumos. Em contraste, outros estudos utilizam várias variáveis, subdividindo os gastos totais em pequenas categorias (ver tabela 1).

<sup>20</sup>A diferença do input em Verstegen (1994) para proficiência e habilidades básicas reside no valor do teste. O teste utilizado foi o *National Assessment of Educational Progress* (NAEP), em que a nota de 200 ou menos indica habilidades básicas e de 300 ou mais temos proficiência ou nível avançado (VERSTEGEN, 1994, p. 124). Essa categorização é detalhada em Snyder e Hoffman (1991).

Influenciando grande parte dos estudos anteriores, Baker (1991) critica fortemente as revisões de Hanushek (1986, 1989) e as políticas do então ministro da educação dos Estados Unidos, William Bennett. Em realidade, Baker (1991) traz uma argumentação inovadora para o período e um ponto essencial para a análise da função de produção educacional:

[...] Pense em custos dos hospitais e pacientes mortos; não seria uma surpresa encontrar que pacientes que morrem custam mais em termos de assistência médica do que os curados.[...] Nós não argumentaríamos que uma correlação negativa entre custos médicos e número de curas indica falha médica.[...] Uma boa escola se assemelha a um bom hospital em que mais recursos são direcionados para tratar aqueles que estão em maior dificuldade - os pacientes mais doentes ou os alunos menos capazes<sup>21</sup> (BAKER, 1991, p. 629).

Baker (1991) vai além, revisa os 65 estudos de Hanushek (1986) e aplica um teste qui-quadrado para significância conjunta, o qual aponta uma relação positiva e significativa entre GPE e desempenho escolar. Por fim, o autor conclui: “os dados mostram que simplesmente jogar dinheiro nas escolas é uma estratégia eficaz para melhorar a educação; [...] aceitar o efeito de gastos por estudante sobre performance como uma variável aleatória é negar que a educação escolar é um processo racional”<sup>21</sup> (BAKER, 1991, p. 630-631).

Em uma réplica, Hanushek (1994) questiona a estimação de Hedges, Laine e Greenwald (1994), apontando que nos 25 anos anteriores, o gasto real em educação por estudante havia aumentado em 100% [nos Estados Unidos], enquanto que todas as evidências disponíveis sugeriam que a performance estudantil havia se mantido constante. Indo além, Hanushek (1994) ressalta que a combinação de gastos com salários dos professores e a razão professor-aluno descrevem de maneira significativa os gastos instrucionais, e que os gastos agregados (GPE) são compostos por instrucionais e administrativos. Dessa forma, utilizando os resultados em Hedges, Laine e Greenwald (1994, p. 11, tabela 4), os quais descrevem que o efeito dos gastos instrucionais é baixo enquanto que os gastos agregados têm efeitos importantes, Hanushek (1994) critica os argumentos de Baker (1991), Hedges, Laine e Greenwald (1994) ao questionar se a melhor forma de melhorar a educação seria aumentando gastos administrativos (HANUSHEK, 1994).

Nos anos 2000, esse debate conhece uma série de artigos que trazem evidências contundentes da importância dos insumos escolares, inclusive GPE, sobre a performance estudantil<sup>22</sup>. Dewey, Husted e Kenny (2000) argumentam que a falta de consistência nas estimações dos efeitos dos insumos educacionais é devido a problemas de especificação. Recorrendo aos estudos analisados por Hanushek (1986, 1989, 1994), os autores delineam a questão da especificação: cerca de dois-terços de todos os estudos envolvendo a função

---

<sup>21</sup>Tradução própria

<sup>22</sup>Ver Dewey, Husted e Kenny (2000), Todd e Wolpin (2003), Steele, Vignoles e Jenkins (2007), Bréssoux, Kramarz e Prost (2009), Holmlund, McNally e Viarengo (2010)

de produção educacional incluem *renda familiar* como variável explicativa. Nas palavras dos autores: “pais que demandam melhores escolas vivem em distritos que possuem melhores escolas. Assim, colocar renda familiar como variável independente juntamente com insumos escolares confunde a equação de oferta com demanda, já que a renda familiar determina onde os pais irão residir”<sup>23</sup> (DEWEY; HUSTED; KENNY, 2000, p. 28).

Seguindo uma metodologia similar a feita em Hedges, Laine e Greenwald (1994), Dewey, Husted e Kenny (2000) classificam uma série de 127 estudos em bons e maus estudos levando em consideração a utilização de renda familiar como variável independente e/ou a ausência de variáveis relacionadas à influência familiar. Com essa categorização, os autores almejam mostrar que os “bons estudos” são mais propensos a encontrar insumos escolares que *de fato* potencializam a performance educacional.

92 publicações foram classificadas como “maus estudos”: 85 delas incluíam renda familiar como variável explicativa e as outras 7 não tinham qualquer variável de influência familiar. Os resultados estão contidos na tabela 2: como era esperado, os “bons estudos” foram 39% mais frequentemente significantes, ou seja, as publicações sob especificação correta eram mais prováveis de encontrar insumos escolares como sendo significantes com o sinal desejado.

Não apenas, com exceção de tamanho da escola, todos os outros insumos mostram-se significantes, rejeitando a hipótese B de que são negativos (insumos que são “males”) e aceitando a hipótese A de que são realmente insumos. Em outras palavras, combinando os resultados de ambas as hipóteses, há forte evidência de que os recursos escolares potencializam o aprendizado para ambas as categorias (DEWEY; HUSTED; KENNY, 2000).

Indo além, Dewey, Husted e Kenny (2000) mostram que a inclusão de renda familiar na regressão traz severos problemas de especificação e que diminui fortemente a conclusão de que os insumos escolares são significantes. Fazendo uso das notas do exame SAT<sup>24</sup> juntamente com as informações dos candidatos, ambas divulgadas pela ETS<sup>25</sup> em 37 estados americanos, os autores testam a importância dos insumos escolares com e sem a inclusão da renda familiar como variável independente.

Os insumos escolares provêm de dados estaduais apenas para educação pública. A maior parte desses dados foi retirada de *Digestion of educational statistics* (1991), como razão aluno-professor, experiência do professor, escolaridade do professor, a razão dos salários dos professores em relação à média estadual (salário rel) e os gastos por estudante. As equações (1), (4) e (7) são os modelos bem especificados: educação dos pais é incluída e renda real per capita é excluída. As equações (2), (5) e (8) incluem ambas as variáveis

---

<sup>23</sup>Tradução própria.

<sup>24</sup>Sigla em inglês para teste padrão de admissão à Universidade (*Scholastic assessment test*).

<sup>25</sup>Sigla em inglês para serviço de avaliação educacional (*Educational testing service*).



Tabela 2: Meta re-análise: testes qui-quadrado invertidos de Fisher baseados em 90% dos resultados, testando significância dos recursos escolares em grupos de bons e maus estudos<sup>a</sup>

	Bons estudos		Maus estudos	
	Número de estudos (1)	Significância conjunta (2)	Número de estudos (3)	Significância conjunta (4)
<i>A: caso positivo (<math>H_0 : \beta \leq 0</math>)</i>				
Escolaridade do professor	10	0.003	41	0.000
Experiência do professor	17	0.000	34	0.000
Salário do professor	0		19	0.000
Outras características do professor	7	0.000	48	0.000
Razão professor-aluno	15	0.000	35	0.000
Gastos por aluno	11	0.000	21	0.000
Tamanho da escola	20	0.000	253	0.392
Total	80	0.000	253	0.000
<i>B: caso positivo (<math>H_0 : \beta \geq 0</math>)</i>				
Escolaridade do professor	10	0.939	41	0.563
Experiência do professor	17	0.476	34	0.999
Salário do professor	0		19	0.645
Outras características do professor	7	0.999	48	0.999
Razão professor-aluno	15	0.839	35	0.976
Gastos por aluno	11	0.997	21	0.999
Tamanho da escola	20	0.000	253	0.000
Total	80	0.178	253	0.000

Fonte: ver Dewey, Husted e Kenny (2000, p. 43, *Empirical studies used*).  
Retirado de: (DEWEY; HUSTED; KENNY, 2000, p. 34, tabela 4)

<sup>a</sup>5% dos resultados positivos e negativos mais significantes foram excluídos.

no modelo; por fim, (3), (6) e (9) trazem os modelos apenas com renda real per capita (ver tabela 3).

O principal resultado deste estudo está nos efeitos encontrados para os insumos escolares: salário relativo do professor, escolaridade do professor, razão aluno-professor e gastos por estudante diminuem à medida que o modelo fica “pior” especificado e chegam a trocar de sinal no caso clássico da literatura, quando se inclui renda familiar no lugar de recursos familiares. Da mesma maneira comportam-se os níveis de significância, de modo que o peso relativo dos recursos escolares cai quanto pior a especificação do modelo.

### 1.3.2.2 Escolaridade do professor

Ao deparar-se com esse insumo, a primeira complicação aflora pela maneira de mensurar. Como medir a educação de um professor? Poucos são os estudos que analisam basicamente o número de anos que o professor estudou. Em geral, os títulos que o professor possui são mais abordados: Ferguson (1991), Ferguson e Ladd (1996) utilizam a proporção de professores com mestrado e a nota do exame ACT<sup>26</sup>; Monk (1994) se va-

<sup>26</sup>Sigla em inglês para avaliação universitária americana (*American College Testing*).

Tabela 3: Regressões via MQO da função de produção educacional para *pool* de dados estaduais

Variáveis independentes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Intercepto	6.987 (44.4)	5.951 (31.6)	5.829 (22.7)	7.075 (49.2)	6.181 (32.5)	5.905 (22.7)	6.257 (43.6)	5.974 (33.6)	5.965 (24.6)
Educação dos pais	0.2 (17.2)	0.135 (7.98)	- (17.5)	0.2 (13.8)	0.163 (13.8)	- (15.5)	0.16 (13.5)	0.149 (13.5)	- (13.5)
Negros	-0.01 (8.32)	-0.012 (10.7)	-0.014 (9.48)	-0.009 (7.63)	-0.01 (9.21)	-0.013 (8.83)	-0.01 (9.2)	-0.01 (9.59)	-0.012 (8.88)
Gini renda familiar	-0.116 (4.74)	-0.08 (3.67)	-0.072 (2.44)	-0.113 (4.6)	-0.095 (4.16)	-0.09 (2.89)	-0.106 (4.83)	-0.097 (4.43)	-0.088 (2.97)
Escola pública	-0.072 (6.58)	-0.039 (3.74)	-0.026 (1.84)	-0.073 (6.91)	-0.041 (3.75)	-0.015 (1.04)	0.078 (8.11)	-0.061 (5.3)	-0.037 (2.35)
Inglês	-0.066 (2.36)	-0.033 (1.31)	-0.055 (1.63)	-0.037 (1.41)	-0.002 (0.07)	0.002 (0.05)	0.018 (0.75)	0.023 (0.97)	0.023 (0.7)
Matemática	-0.011 (0.87)	0.009 (0.84)	0.046 (3.07)	-0.026 (2.06)	-0.007 (0.6)	0.032 (2.0)	0.008 (0.75)	0.012 (1.12)	0.03 (2.09)
Grande escola	0.0022 (4.09)	0.0012 (2.55)	0.0007 (1.02)	0.0024 (4.77)	0.0014 (2.84)	0.0004 (0.56)	0.0021 (4.56)	0.0015 (3.15)	0.0011 (1.64)
Razão aluno-professor	-0.056 (5.51)	-0.033 (3.53)	0.0114 (0.96)	-0.075 (7.23)	-0.05 (5.41)	-0.007 (0.56)	- (0.56)	- (0.56)	- (0.56)
Experiência do professor	0.018 (2.31)	0.03 (4.31)	0.0488 (5.2)	- (5.2)	- (5.2)	- (5.2)	- (5.2)	- (5.2)	- (5.2)
Escolaridade do professor	0.0084 (1.8)	0.0077 (1.88)	-0.003 (0.56)	- (0.56)	- (0.56)	- (0.56)	- (0.56)	- (0.56)	- (0.56)
Salário rel do professor	- (2.62)	- (2.62)	- (2.62)	0.04 (2.62)	0.017 (1.21)	-0.008 (0.43)	- (0.43)	- (0.43)	- (0.43)
Gastos por estudante	- (10.2)	- (10.2)	- (10.2)	- (10.2)	- (10.2)	- (10.2)	0.053 (10.2)	0.041 (6.05)	0.03 (3.29)
Renda real per capita	- (8.09)	0.079 (8.09)	0.141 (12.0)	- (12.0)	0.067 (6.51)	0.134 (10.7)	- (10.7)	0.033 (2.63)	0.1 (6.25)
Participação	-0.031 (12.0)	-0.046 (15.7)	-0.077 (31.7)	-0.033 (12.5)	-0.045 (14.8)	-0.078 (30.1)	-0.04 (15.9)	-0.044 (14.8)	-0.08 (31.6)
$R^2$ ajustado	0.934	0.95	0.907	0.934	0.945	0.895	0.945	0.946	0.9
Nº de observações	222	222	222	222	222	222	222	222	222

Estatística  $t$  em parênteses

Fonte: *Educational Testing Service* (ETS)

Retirado de: (DEWEY; HUSTED; KENNY, 2000, p. 40, tabela 7)

lida de cursos de especialização, mestrado e doutorado; Dewey, Husted e Kenny (2000) e Darling-Hammond (2000) tomam a proporção dos professores com mestrado.

Novamente, há um debate relativamente forte sobre a importância da escolaridade dos professores. Um estudo de destaque pelo tamanho e completude dos dados foi desenvolvido por Ferguson (1991). O autor encontra que maiores investimentos na qualidade dos professores estão relacionados fortemente com a performance educacional em teste realizado no Texas. A qualidade dos professores, mensurada via experiência profissional, nível educacional e performance no teste estadual de recertificação, respondia por um quarto a um terço da variação total das notas entre os alunos (FERGUSON, 1991).

Por outro lado, o relatório “Meeting the highly qualified teachers challenge” publicado pelo “U.S. Department of Education” em 2002 gerou grande polêmica ao afirmar que escolaridade e certificação do professor não estão relacionados com a sua eficácia (US

Department of Education, Office of Postsecondary Education, Office of Policy Planning and Innovation, 2002, p. 8). O relatório vai além, afirmando “evidências científicas questionam a importância de cursar uma escola de pedagogia [...] Um estudo feito por Dan Goldhaber e Dominic Brewer encontra que não há diferença significativa entre professores que obtiveram treinamentos convencionais e aqueles que receberam um diploma de pedagogia”<sup>27</sup> (US Department of Education, Office of Postsecondary Education, Office of Policy Planning and Innovation, 2002, p. 8).

Em uma réplica, Darling-Hammond e Youngs (2002) questionam toda a fundamentação do relatório e trazem evidências de que a certificação e o treinamento são extremamente importantes para o desempenho educacional. Mais ainda, os autores apontam falhas na interpretação do artigo de Goldhaber e Brewer por parte do estudo do “U.S. Department of Education”: “os autores encontram efeitos significantes para professores com certificação na área que lecionam contra aqueles que não possuem *ou* possuem em outra área”<sup>27</sup> (DARLING-HAMMOND; YOUNGS, 2002, p. 16) . De fato, Goldhaber e Brewer (2000) encontram:

[...] Em matemática, evidenciamos que alunos de professores que não são certificados, possuem certificado de outras áreas ou são certificados por uma escola privada obtêm um desempenho inferior àqueles com professores certificados, sejam esses certificados padrões, probatórios ou emergenciais. Mais concretamente, ter professores com um certificado padrão em matemática ao invés de um certificado de escola privada ou fora da área lecionada resulta em um aumento de pelo menos 1.3 ponto no teste de matemática. Isso é o equivalente a cerca de 10% de desvio-padrão dos testes de alunos da 12<sup>a</sup> série (3<sup>o</sup> ano do Ensino Médio), um pouco mais que o impacto de ter um professor com mestrado ou equivalente em matemática<sup>27</sup> (GOLDHABER; BREWER, 2000, p. 139).

Rivkin, Hanushek e Kain (2005) suportam as evidências de Darling-Hammond e Youngs (2002), encontrando que pelo menos 7% da variância total em ganhos nos testes de desempenho escolar é devida a diferenças em professores. Entretanto, os autores não atribuem essas diferenças diretamente à escolaridade do professor. Segundo os autores, “uma pequena parte da variação em qualidade do professor é explicada por características observáveis como escolaridade e experiência” (RIVKIN; HANUSHEK; KAIN, 2005, p. 417). Não apenas, “[...] consistente com trabalhos anteriores, há pouca ou nenhuma evidência que um diploma de mestrado aumenta a qualidade de lecionar”<sup>27</sup> (RIVKIN; HANUSHEK; KAIN, 2005, p. 449).

Na direção oposta, Ferguson e Ladd (1996), utilizando dados a nível distrital e intra-classe de escolas do Alabama, encontram que a qualidade dos professores e o tamanho das salas de aula afetam o aprendizado dos estudantes. Ambas as variáveis que representam

---

<sup>27</sup>Tradução própria.

escolaridade do professor são extremamente significantes e com o sinal esperado (professores com mestrado e nota ACT do professor), inclusive quando colocadas *proxies* do desempenho anterior dos alunos (notas em interpretação e matemática na 3ª e 4ª séries) (ver tabela 4).

Tabela 4: Regressão dos determinantes das notas de matemática dos alunos da 8ª e 9ª séries in 127 distritos do Alabama<sup>a, b</sup>

Variáveis	Tamanho da turma linear		Tamanho da turma não linear	
	Sem notas para 3ª e 4ª séries	Com notas para 3ª e 4ª séries	Sem notas para 3ª e 4ª séries	Com notas para 3ª e 4ª séries
Nota ACT do professor	0.251** (3.38)	0.223** (3.19)	0.278** (3.60)	0.248** (3.47)
Professores com mestrado (%)	2.442** (2.96)	1.430** (1.81)	2.326** (2.71)	1.172 (1.44)
Professores com 5 ou mais anos de experiência	0.754 (0.77)	0.859 (0.96)	1.13 (1.13)	1.236 (1.34)
Tamanho da turma (média)	-0.086** (2.98)	-0.078** (2.94)	-	-
Tamanho da sala				
Mais de 26	-	-	base	base
25-25.9	-	-	0.355** (1.95)	0.349** (2.11)
24-24.9	-	-	0.383** (2.06)	0.444** (2.63)
Menos de 24	-	-	0.460** (2.76)	0.489** (3.24)
Notas em interpretação na 3ª e 4ª séries	-	0.319* (1.72)	-	0.330* (1.77)
Notas em matemática na 3ª e 4ª séries	-	0.187 (1.58)		0.209* (1.76)

Estatística *t* em parênteses

\*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

Fonte: *Educational Testing Service* (ETS)

Retirado de: (FERGUSON; LADD, 1996, p. 294, tabela 8A-2)

<sup>a</sup> A tabela não está completa, apenas as variáveis de interesse foram colocadas.

<sup>b</sup> Regressão estimada via mínimos quadrados ponderados (MQP).

Na mesma direção chega Monk (1994), em que professores mais preparados nas matérias em que lecionam exibem alunos com melhores desempenhos. Segundo o autor: “[...] uma boa compreensão da sua área de ensino é uma condição necessária mas não suficiente para a eficácia no exercício de professor”<sup>28</sup> (MONK, 1994, p. 142). Olhando a tabela 3, é nítido que as evidências em Dewey, Husted e Kenny (2000) também apontam para a escolaridade do professor como um diferencial, novamente sendo fortemente impactada por uma especificação ruim do modelo.

### 1.3.2.3 Experiência do professor

Este insumo é fruto de uma das maiores controvérsias, debates e questionamentos dentro da literatura. Se definir escolaridade do professor já é uma tarefa difícil, definir

<sup>28</sup>Tradução própria.

experiência é ainda mais. O modo intuitivo de mensurar apenas os anos em que o professor lecionou claramente não rendeu bons resultados. No estudo de Ferguson e Ladd (1996), a presença de professores com 5 ou mais anos de experiência não é estatisticamente significativa, com estatísticas  $t$  nem próximas do valor crítico de 5% de confiança (1.96) (ver tabela 4).

No artigo de Dewey, Husted e Kenny (2000), o problema é mais grave. A experiência do professor foi o único insumo escolar que não perdeu significância com a piora da especificação (ver tabela 3). Isso é problemático pela falta de recursos teóricos que expliquem tal fato: será que a experiência adquirida ao longo dos anos de ensino é tão importante que a especificação ruim canaliza os efeitos para esse insumo; ou talvez exista um problema de endogeneidade forte que puxa o efeito dos outros insumos para si?

Não há uma resposta, ainda, e os avanços na literatura se deram de outras maneiras. Bréssoux, Kramarz e Prost (2009) utilizam o treinamento recebido pelos professores iniciantes, o qual é interpretado como uma *proxy* de experiência. Os autores se beneficiam de um erro de previsão do ministério de educação francês no número de professores contratados no início da década de 1990: o número de candidatos selecionados foi muito abaixo do necessário, sendo emergencial a contratação de professores que não haviam recebido treinamento.

Os autores então eliminam da amostra todos os professores ‘experientes’, deixando apenas os entrantes. Dentre os remanescentes, o estudo foca no efeito que o treinamento possui no desempenho educacional dos alunos. Primeiramente os autores verificam que não há diferenças no perfil das turmas lecionadas pelos professores entrantes com e sem treinamento. Em seguida, os autores dividem as turmas em quartis segundo o rendimento e testam o efeito do treinamento (ver tabela 5).

Para matemática, os efeitos foram significantes e com o sinal esperado para todos os quartis, com exceção dos alunos de pior rendimento. Já para interpretação, o treinamento não fez qualquer diferença. Neste ponto é importante ressaltar a questão do tipo de dado utilizado. O estudo segue um *design* ‘quasi-experimental’: por um falha de previsão, alguns alunos receberam professores sem treinamento, e assim as famílias estão livres para ‘reagir’ à política. Dessa forma, o efeito encontrado é um *policy effect*, válido para essa população.

É importante enfatizar esse ponto pela questão peculiar do treinamento ser benéfico para matemática e irrelevante para interpretação. É possível que o treinamento tenha mais foco em matemática, ou talvez a didática para interpretação seja diferente. De fato, melhor não fazer diferença a ser prejudicial, mas é possível que em locais onde interpretação seja uma matéria de ensino mais precário o treinamento seja eficaz. A literatura também aponta que o desempenho em interpretação está fortemente relacionado

ao ambiente familiar (STEELE; VIGNOLES; JENKINS, 2007).

Tabela 5: Regressão das notas finais dos alunos com professores entrantes: efeitos diferenciais de treinamento

Variáveis dependentes:	Notas finais em interpretação	Notas finais em matemática
Professor treinado e aluno com baixo rendimento	0.053 (0.085)	0.119 (0.097)
Professor treinado e aluno com médio baixo rendimento	0.023 (0.082)	0.269** (0.097)
Professor treinado e aluno com médio alto rendimento	0.022 (0.082)	0.271** (0.097)
Professor treinado e aluno com alto rendimento	0.098 (0.086)	0.334** (0.099)
Outras variáveis	Sim	Sim
Efeitos de turma	Sim	Sim
Número de alunos	1605	1569
Número de turmas	98	96

Erros-padrão em parênteses

\*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

Fonte: *Ministère de l'Éducation nationale*

Retirado de: (BRÉSSOUX; KRAMARZ; PROST, 2009, p. 555, tabela 5)

Por outro lado, Hanushek (1994), Rivkin, Hanushek e Kain (2005) argumentam que determinar experiência como um fator relevante no desempenho educacional é complicado. Segundo os autores: “Aparenta existir ganhos importantes na qualidade do ato de ensino no primeiro ano de experiência e alguns pequenos nos anos subsequentes [...] há pouca evidência que benefícios continuem após os primeiros três anos”<sup>29</sup> (RIVKIN; HANUSHEK; KAIN, 2005, p. 449) (ver tabela 6).

Contudo, a existência dos ganhos em anos iniciais é uma evidência da importância da experiência. Indo além, é razoável concluir que as escolas não precisam buscar professores com anos de experiência e que por consequência custam mais à instituição; contratar aqueles com alguma experiência já traz ganhos sensíveis, principalmente em matemática (ver tabela 6). Note que essa conclusão está amparada pelos resultados de Bréssoux, Kramarz e Prost (2009), já que o treinamento se mostrou eficaz, pelo menos para o curso de matemática (ver tabela 5).

### 1.3.2.4 Razão professor-aluno

A razão professor-aluno foi um dos maiores meios utilizados pelas políticas educacionais americanas, muito debatida na literatura econômica mas amplamente vista como um insumo importante para o aprendizado na área pedagógica. Vários desses projetos educacionais foram analisados na literatura, com especial enfoque no aumento da razão

<sup>29</sup>Tradução própria.

Tabela 6: Efeitos das características dos professores e escolas no desempenho escolar de alunos da 4<sup>a</sup> a 7<sup>a</sup> série em matemática e interpretação<sup>a</sup>

	Sem efeitos fixos	Efeitos fixos para aluno e escola	Efeitos fixos para aluno e escola-por-ano	Efeitos fixos para aluno, escola-por-ano e escola-por-série
<i>1. Matemática</i>				
<i>Tamanho da sala</i>				
4 <sup>a</sup> série	-0.0049** (0.0023)	-0.0106** (0.0040)	-0.0107** (0.0037)	n.a.
5 <sup>a</sup> série	-0.0043** (0.0010)	-0.0085** (0.0017)	-0.0081** (0.0024)	-0.0055** (0.0018)
6 <sup>a</sup> série	-0.0014 (0.0010)	-0.0037** (0.0017)	-0.0041** (0.0020)	-0.0027** (0.0013)
7 <sup>a</sup> série	0.0002 (0.0009)	0.0025 (0.0020)	0.0032 (0.0024)	0.0011 (0.0023)
<i>Experiência</i>				
Proporção 0 ano	-0.085** (0.012)	-0.103** (0.021)	-0.128** (0.028)	-0.073** (0.023)
Proporção 1 ano	-0.043** (0.013)	-0.066** (0.022)	-0.055** (0.028)	-0.002 (0.023)
Proporção 2 anos	-0.018 (0.013)	-0.045** (0.021)	-0.055* (0.030)	-0.002 (0.022)
Proporção 3 a 5 anos	-0.012 (0.010)	-0.031* (0.018)	-0.030 (0.022)	-0.017 (0.018)
<i>Escolaridade</i>				
Proporção de professores com mestrado	-0.025** (0.009)	-0.018 (0.017)	-0.023 (0.021)	-0.021 (0.020)
<i>2. Interpretação</i>				
<i>Tamanho da sala</i>				
4 <sup>a</sup> série	-0.0031* (0.0017)	-0.0090** (0.0031)	-0.0092** (0.0029)	n.a.
5 <sup>a</sup> série	0.0000 (0.0007)	-0.0033** (0.0012)	-0.0032* (0.0018)	-0.0043** (0.0016)
6 <sup>a</sup> série	0.0021** (0.0009)	0.0000 (0.0013)	-0.0003 (0.0019)	-0.0021 (0.0013)
7 <sup>a</sup> série	-0.0046** (0.0008)	-0.0022 (0.0017)	-0.0028 (0.0024)	-0.0013 (0.0020)
<i>Experiência</i>				
Proporção 0 ano	-0.041** (0.010)	-0.045** (0.019)	-0.064** (0.023)	-0.026 (0.021)
Proporção 1 ano	-0.037** (0.010)	-0.042** (0.018)	-0.070** (0.023)	-0.002 (0.020)
Proporção 2 anos	-0.004 (0.010)	-0.006 (0.019)	-0.018 (0.025)	0.002 (0.020)
Proporção 3 a 5 anos	0.001 (0.009)	0.014 (0.015)	0.002 (0.020)	0.018 (0.017)
<i>Escolaridade</i>				
Proporção de professores com mestrado	-0.014** (0.007)	-0.004 (0.014)	0.001 (0.018)	0.010 (0.017)

Erros-padrão em parênteses

\*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

Fonte: UTD *Texas Schools Project*

Retirado de: (RIVKIN; HANUSHEK; KAIN, 2005, p. 444–445, tabela VII)

<sup>a</sup>Símbolos de significância adicionados.

professor-aluno<sup>30</sup>. Durante a década de 1990, de um lado estavam os autores que concordavam com Hanushek (1986, 1989, 1989) e aqueles que acreditavam na eficácia do insumo Finn e Achilles (1990), Ferguson (1991), Hedges, Laine e Greenwald (1994), Hartman (1994), Verstegen (1994), Murnane e Levy (1996), Achilles (1996), Ferguson e Ladd (1996), Verstegen e King (1998).

A partir dos anos 2000, a literatura foi avançando e um consenso começou a se formar. Dewey, Husted e Kenny (2000) encontram nítidos efeitos esperados da razão aluno-professor: para as equações (1) e (4) o efeito é negativo como esperado e muito significativo,  $t = 5.51$  e  $t = 7.23$  respectivamente; à medida que a especificação deteriora, equações (2), (3), (5) e (6), o coeficiente perde significância, sendo não significativo (em (6)) e trocando de sinal em (3) <sup>31</sup> (ver tabela 3).

Em contrapartida, Rivkin, Hanushek e Kain (2005), apesar de encontrarem efeitos para o tamanho da sala, são céticos alegando que o efeito é modesto e cai à medida que os alunos progridem na escola. Entretanto, ao analisar a tabela 6, para matemática o efeito se dissipa apenas na última série analisada, ou seja, por três anos (4<sup>a</sup>, 5<sup>a</sup> e 6<sup>a</sup> séries) os efeitos são significantes, com o sinal desejado e uma magnitude modesta. Não apenas, como citado em Rivkin, Hanushek e Kain (2005), os efeitos fixos tendem a exacerbar os erros de medida, de modo que a estimação ainda pode estar subestimada (ver tabela 6).

Uma forte evidência da contribuição da razão professor-aluno ao desempenho educacional está em Steele, Vignoles e Jenkins (2007). Os autores utilizam uma estimação via equações simultâneas para corrigir os problemas de endogeneidade da alocação de recursos educacionais. Fazendo uso de uma grande base de dados de alunos britânicos aos 14 anos, o estudo almeja estimar o efeito dos recursos sobre o desempenho dos estudantes entre os 11 e 14 anos.

Não apenas, Steele, Vignoles e Jenkins (2007) desejam comparar o viés que a endogeneidade gera quando assumimos que ela não existe: “modelo padrão multinível” na tabela 7. Os resultados são extremamente significantes, inclusive para alguns cursos no modelo *com viés*. Novamente, para inglês (assim como para interpretação na tabela 5), não há efeito, pois as variáveis do modelo para inglês são exógenas (STEELE; VIGNOLES; JENKINS, 2007, p 813, tabela 4). Para o caso específico de inglês, o efeito dos recursos escolares é menor devido a uma maior importância do ambiente familiar (STEELE; VIGNOLES; JENKINS, 2007).

Além disso, os coeficientes do modelo multinível padrão são bastante subestimados

---

<sup>30</sup>Ver Ferguson (1991), Murnane e Levy (1996), Ferguson e Ladd (1996), Achilles (1996), Dewey, Husted e Kenny (2000).

<sup>31</sup>Quando mensuramos razão aluno-professor, quanto maior significa menos professor por aluno, portanto pior para o desempenho educacional. Assim quando utilizada razão aluno-professor, o sinal esperado é negativo.



Tabela 7: Efeitos estimados dos recursos escolares sobre o desempenho dos alunos aos 14 anos<sup>a, b</sup>

Curso	Resultados para o modelo padrão multinível		Resultado para o modelo de equações simultâneas	
	Coefficiente	Erro-Padrão	Coefficiente	Erro-Padrão
<i>Gastos por estudante</i>				
Matemática	0.0081**	0.0037	0.0224***	0.0037
Ciências	0.0084*	0.0043	0.0695***	0.0043
Inglês	-0.0177***	0.0076	-0.0273***	0.0076
<i>Razão aluno-professor</i>				
Matemática	-0.0056*	0.0030	-0.1262***	0.0030
Ciências	-0.0097***	0.0034	-0.1679***	0.0034
Inglês	-0.0040	0.0061	-0.0502***	0.0062

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

Fonte: NPDB-PLASC

Retirado de: (STEELE; VIGNOLES; JENKINS, 2007, p. 815, tabela 6)

<sup>a</sup>Símbolos de significância adicionados.

<sup>b</sup>Desconsiderar as estimações para inglês sob o modelo de equações simultâneas, pois não há endogeneidade.

quando comparados aos do modelo de equações simultâneas. Levando em consideração que o estudo de Steele, Vignoles e Jenkins (2007) é o primeiro a empregar a técnica de equações simultâneas para controlar endogeneidade, é plausível concluir que os efeitos encontrados em estudos anteriores são subestimados.

Indo além, as conclusões deste estudo reforçam as conclusões apontadas para os gastos por estudante. Assim como para razão professor-aluno, o efeito do GPE para matemática e ciências aumenta significativamente quando controlado para endogeneidade, ganhando significância em todos os casos (ver tabela 7).

Com resultados bem semelhantes, Bréssoux, Kramarz e Prost (2009) encontram efeitos significantes para o tamanho da sala, quem em última instância traduz a relação professor-aluno. Diferentemente de Steele, Vignoles e Jenkins (2007), o estudo encontra resultados significantes para as notas em matemática e interpretação (ver tabela 8).

### 1.3.2.5 Salário relativo do professor, instalações, gastos administrativos e tamanho da escola

Essa subseção abrange os insumos restantes. Porém, este estudo priorizou os insumos apresentados anteriormente levando em consideração o modelo estimado no capítulo 3. Dessa forma, perpassa-se de forma resumida pela contribuição de cada um dos recursos em questão<sup>32</sup>.

<sup>32</sup>Para interessados em salário relativo do professor: ver Hanushek, Kain e Rivkin (1999), Figlio (2001), Gupta, Tiongson e Verhoeven (1999), Asadullah (2006); em tamanho da escola: ver Ehrenberg e Brewer (1994), Bréssoux, Kramarz e Prost (2009); em instalações: ver Greenwald, Hedges e Laine (1996), Earthman, Lemasters et al. (1996), Uline e Tschannen-Moran (2008), Soares e Sátyro (2008); em gastos administrativos: ver Wenglinsky (1997), Verstegen e King (1998).

Tabela 8: Regressão das notas finais dos alunos com professores entrantes: efeitos diferenciais do tamanho da sala

Variáveis dependentes:	Notas finais em interpretação	Notas finais em matemática
Tamanho da sala e alunos de baixo rendimento	0.022** (0.009)	0.035** (0.010)
Tamanho da sala e alunos de médio baixo rendimento	0.026** (0.009)	0.028** (0.010)
Tamanho da sala e alunos de médio alto rendimento	0.027** (0.009)	0.027** (0.010)
Tamanho da sala e alunos de alto rendimento	0.027** (0.009)	0.024** (0.010)
Outras variáveis	Sim	Sim
Efeitos de turma	Sim	Sim
Número de alunos	1605	1569
Número de turmas	98	96
Erros-padrão em parênteses		
** $p < 0.05$ , * $p < 0.10$		

Fonte: *Ministère de l'Éducation nationale*

Retirado de: (BRÉSSOUX; KRAMARZ; PROST, 2009, p. 557, tabela 6)

Evidências contrárias à importância de todos os insumos são apresentadas em Hanushek (1989) (ver tabela 1). Mais recentemente, Häkkinen, Kirjavainen e Uusitalo (2003) encontram que gastos com professores não impactam a performance dos alunos na Finlândia. Por outro lado, Kingdon e Teal (2007) encontram que escolas privadas atingem melhores resultados acadêmicos relacionando o salário do professor com a performance de seus alunos:

[...] Há evidência de uma causalidade do salário do professor para com a performance de seus alunos. Consideramos duas possíveis interpretações para esse resultado. A mais popular explicação é que salários são uma *proxy* para a qualidade do professor – aumentar salários incentiva candidatos mais bem preparados a tentar um cargo de professor, assim aumentando a qualidade média dos professores. A segunda interpretação vem da teoria do salário eficiência. Segundo esta, maiores salários promovem melhor desempenho estudantil via aumento do esforço do professor para qualquer nível de qualidade<sup>33</sup> (KINGDON; TEAL, 2007, p. 483).

Com relação aos insumos que se colocam sob o guarda-chuva das instalações, evidências recentes apontam para sua revelância. Uline e Tschannen-Moran (2008) utilizam um *survey* da percepção dos professores em relação à qualidade das instalações da escola como atratividade, adequabilidade de espaço e manutenção, assim como da disponibilidade de recursos para o ato de ensino, como materiais para sala de aula e aparelhos tecnológicos.

Segundo os autores:

<sup>33</sup>Tradução própria.

[...] Nossos resultados revelam que quando aprendizado é feito em instalações inadequadas, existe uma tendência do foco não ser estritamente acadêmico, o ambiente de aprendizado ser menos provável de ser percebido como ordenado e sério. [...] As atitudes e comportamentos dos professores também são relacionadas à qualidade do ambiente escolar – professores estão menos propensos a demonstrar entusiasmo pelo trabalho e de ir um passo a mais para auxiliar os alunos quando estes lecionam em ambientes de baixa qualidade<sup>34</sup> (ULINE; TSCHANNEN-MORAN, 2008, p. 66).

Outro estudo que atesta sobre a importância dos insumos escolares, sobretudo da infra-estrutura escolar retrata a questão da taxa de distorção idade-série das escolas brasileiras (SOARES; SÁTYRO, 2008). Para mensurar infra-estrutura, os autores construíram um índice resultado do primeiro fator de uma análise de componentes principais que engloba vários itens do censo escolar. Estes remetem a perguntas sobre a existência de determinandas bem feitorias na escola: “diretoria, secretaria, sala de professores, biblioteca, laboratório de ciências, laboratório de informática, cozinha, depósito de alimentos, refeitório, pátio, quadra, parque infantil, dormitório, berçário, sanitário fora do prédio, sanitário dentro do prédio, sanitário adequado à pré-escola, sanitário adequado a alunos com necessidades especiais/acessibilidade” (SOARES; SÁTYRO, 2008, p. 23).

Soares e Sátyro (2008) encontram que os recursos escolares, o fator de infra-estrutura, a média de horas-aula, a média de alunos por turma e a percentagem de docentes com nível superior, são todos significantes e com o sinal esperado. Não apenas, o efeito do fator da infra-estrutura é o segundo em magnitude, perdendo apenas para a média de horas-aula. É interessante ressaltar que uma tentativa nítida de diminuir efeitos de endogeneidade foi feita via um modelo de efeitos fixos. Mais encorajador é o fato dos impactos dos insumos serem mais fortes especificamente nessa modelagem.

Os gastos administrativos foram objeto de grande debate na década de 1990, principalmente discussões entre Hanushek (1989) e Baker (1991). Alguns trabalhos posteriores trataram de recursos administrativos, como Fortune e O’Neil (1994), mas o insumo se dirigiu a uma outra literatura: administração de recursos educacionais e recursos humanos.

O tamanho da escola foi um recurso amplamente debatido na década de 1970, logo após a divulgação do relatório *Coleman*. Grande parte do debate figurava se as escolas trabalham sob retornos crescentes de escala ou não, assunto levemente discutido em Bréssoux, Kramarz e Prost (2009). Contudo, poucos estudos atuais tratam desse insumo, de modo que uma análise do tema vá diferir pouco de uma revisão mais antiga<sup>35</sup>.

---

<sup>34</sup>Tradução própria.

<sup>35</sup>Ver Bickel e Howley (2000), Egalite e Kisida (2013).

## 1.4 Discussão final

Os resultados educacionais até a década de 1990 reportavam uma história desencorajadora, a qual foi aos poucos virando consenso entre economistas e *policy makers*: o *background* familiar é o determinante do desempenho educacional, insumos escolares e o ambiente de convívio pouco influem. Essa afirmação em outras palavras significa que os filhos tendem a reproduzir a educação de seus pais.

Essa ideia é difícil de ser aceita principalmente pela sua implicação: se filhos adquirem simplesmente a educação de seus pais, não há mobilidade educacional; filhos de famílias desprovidas permanecerão necessitados, e assim seus filhos e os filhos de seus filhos. Basicamente criou-se uma armadilha da pobreza para a educação, um círculo vicioso.

Contudo, alguns autores mostraram que essas conclusões podem ser frutos de problemas econométricos, má especificação da forma funcional, falta de disponibilidade de dados, entre outros. Pelo fato de grande parte da polêmica se dar sobre o desempenho educacional das crianças americanas, é feita uma análise do gasto governamental em educação e a performance dos alunos nos Estados Unidos.

A tabela 9 traz a taxa de crescimento dos gastos em educação por década de 1950 a 2010, e a taxa de crescimento das notas nos exames de matemática e interpretação por década de 1970 a 2010 para os Estados Unidos<sup>36</sup>. Observando-se os dados, pode-se perceber um efeito defasado do aumento dos gastos educacionais sobre as notas.

Tabela 9: Taxa de crescimento dos gastos públicos em educação, das notas de matemática e interpretação nos Estados Unidos<sup>a</sup>

Período	Taxa de Crescimento dos gastos em educação	Taxa de crescimento das notas em interpretação	Taxa de crescimento das notas em matemática
1950-1960	-0.68	-	-
1960-1970	1.96	-	-
1970-1980	0.29	-0.0564	-0.0409
1980-1990	-0.42	-0.0060	0.0163
1990-2000	-0.13	0.0140	0.0280
2000-2010	0.56	-0.0178	0.0000

Fonte: *US Government Spending; College Entrance Examination Board, College-Bound Seniors: Total Group Profile [National] Report, selected years, 1966-67 through 2010-11*, adquirido em 14 de setembro, 2011 <[http://professionals.collegeboard.com/profdownload/cbs2011\\_total\\_group\\_report.pdf](http://professionals.collegeboard.com/profdownload/cbs2011_total_group_report.pdf)>  
Elaboração própria

<sup>a</sup>Os gastos públicos são definidos como proporção do PIB.

De modo a tornar mais robusta a análise, é calculado o coeficiente de correlação para diferentes defasagens. Seguindo o pensamento desenvolvido por Baker (1991), comparar o gasto atual com os resultados atuais deveria gerar uma correlação inversa, ou seja, gasta-se mais nas escolas com piores resultados. De fato essa visão é confirmada na tabela

<sup>36</sup>O exame utilizado foi o SAT (*Scholastic aptitude test*).

10. Não apenas, para uma defesagem de dez anos, a correlação é praticamente perfeita, com sinal negativo. Este pode ser um indicativo de que leva-se tempo para identificar os problemas que necessitam ser mitigados e elaborar políticas educacionais eficazes.

O efeito das políticas se dá com um *lag* de vinte anos, com uma correlação relativamente forte principalmente para matemática. Caso as estimações relatadas em inúmeros artigos, defendidas principalmente por Hanushek (1989), estivessem corretas, seria pelo menos improvável encontrar os coeficientes contidos na tabela 10. É claro que essa análise não é determinística, pelo contrário, é apenas uma evidência que aponta para o caminho contrário ao indicado pela literatura educacional.

Tabela 10: Coeficientes de correlação para as notas em matemática e interpretação e os gastos em educação nos Estados Unidos

Período	Coeficiente para notas em interpretação	Coeficiente para notas em matemática
sem <i>lag</i>	-0.5178	-0.5571
<i>lag</i> de 10 anos	-0.9279	-0.9230
<i>lag</i> de 20 anos	0.5409	0.6225

Fonte: *US Government Spending; College Entrance Examination Board, College-Bound Seniors: Total Group Profile [National] Report, selected years, 1966-67 through 2010-11*, adquirido em 14 de setembro, 2011 <[http://professionals.collegeboard.com/profdownload/cbs2011\\_total\\_group\\_report.pdf](http://professionals.collegeboard.com/profdownload/cbs2011_total_group_report.pdf)>  
Elaboração própria

Entretanto, parece pouco provável que exista um terceiro fator que afete a performance educacional e os gastos públicos em educação concomitantemente e da maneira encontrada. Indo além, o instrumental da função de produção produziu resultados expressivos em direção à conclusão obtida, principalmente em Dewey, Husted e Kenny (2000), Holmlund, McNally e Viarengo (2010).

Contrariamente ao pensamento defendido em Hodas (1993), o qual considera a função de produção um paradigma morto, sem a capacidade de ser empregado de qualquer maneira na pesquisa educacional, a literatura progrediu, apresentando resultados mais consistentes de que insumos escolares realmente afetam a performance estudantil.

Um estudo feito por Richard Murnane e Frank Levy ilustra bem o potencial e os cuidados a serem tidos em estudos educacionais. Murnane e Levy (1996) analisam os efeitos que um aumento de recursos repassados a quinze escolas na cidade de Austin teve sobre o desempenho educacional dos alunos. Inicialmente, em 1989 as notas eram extremamente baixas em todas as quinze escolas, de modo que essas foram postas na condição de prioridade: elas iriam receber US\$ 300.000 cada, acima do recurso normal das escolas em Austin, durante cinco anos.

Os dados são do tipo experimental, as escolas e as famílias tinham liberdade para ‘responder’ aos impactos da política. Assim, os efeitos reportados correspondem a *policy effects*, e não a parâmetros da função de produção. Quatro anos depois, ao final de 1993,

foram coletadas as notas do exames dos alunos das quinze escolas: em treze escolas, a diferença era estatisticamente não significativa, enquanto que nas duas restantes, a frequência estudantil se equiparava às mais altas de Austin e a performance havia subido para a média da cidade (MURNANE; LEVY, 1996).

Os pontos essenciais do estudo residem no fato de que a renda média das famílias com filhos nessas escolas era de US\$ 12.000 ao ano, o que é significativamente baixo para o padrão da cidade, e os resultados educacionais eram equiparáveis a escolas com renda familiar muito superior. Tal evidência é inconsistente com a previsão das funções educacionais para as quais os insumos familiares são os determinantes plenos. Não apenas, pensando no método de síntese de Hanushek (1989), encontrar-se-ia que o recurso repassado às escolas teria sido ineficaz, já que em treze delas o efeito foi nulo.

Contudo, o ponto não é exacerbar o fato de que se usadas técnicas diferentes, como por exemplo a usada em Hedges, Laine e Greenwald (1994), ter-se-ia encontrado que os insumos são eficazes. As perguntas a serem feitas são: o que essas duas escolas fizeram? como elas conseguiram elevar tão expressivamente a performance estudantil enquanto as outras treze nada conseguiram?

Os autores descrevem:

[...] Zavala e Ortega [as escolas] usaram o dinheiro não apenas para diminuir a razão professor-aluno. Elas colocaram todos os alunos com necessidades especiais em salas regulares, o que liberou uma quantidade expressiva de dinheiro e que não teria sido possível caso as salas não tivessem diminuído o número de alunos. Adotaram o curriculum usado apenas para crianças superdotadas para o resto do distrito, na tentativa de alavancar mudanças nos métodos instrucionais. Elas também trouxeram serviços de saúde para as escolas, o que aumentou significativamente a frequência escolar. E por fim, elas investiram pesado em envolver os pais com o processo educacional de seus filhos, incluindo ter pais participando em conselhos governamentais escolares, olhando contratações e orçamentos distritais<sup>37</sup> (MURNANE; LEVY, 1996, p. 94–95).

Não obstante, como capturar essas informações com o arcabouço da função de produção educacional? Murnane e Levy (1996) primeiramente argumentam que uma estimação dos efeitos com as notas de 1990 não mostraria qualquer efeito, afinal as escolas demoraram para implementar a mudança. Em segundo lugar, os autores tratam da estimação em 1993, a qual mostraria um efeito modesto em razão professor-aluno, advindo da eficácia de duas escolas contra treze. E por último, o estudo enfatiza que apenas um modelo que permitisse interações entre tamanho da sala, técnicas instrucionais e investimentos visando aumentar frequência escolar e envolvimento familiar capturaria os verdadeiros efeitos.

---

<sup>37</sup>Tradução própria.

Na época em que foi publicado, Murnane e Levy (1996) eram céticos com a possibilidade de que algum dia um modelo contivesse todas as informações necessárias e as respectivas interações. Entretanto, já existem modelos que capturam grande parte ou toda a informação detalhada pelos autores. Houtenville e Conway (2008) já exploram o tempo que os pais dispendem com os filhos, separado por graus de interação com as atividades escolares. A presença de novas técnicas instrucionais está presente em Bréssoux, Kramarz e Prost (2009).

O ponto a se salientar é que a função de produção educacional, desde de que usada com cautela, é uma ferramenta poderosa para auxiliar no desenvolvimento de pesquisas com objetivo de impulsionar a performance educacional. Além, permite a educadores e escolas não fazerem investimentos em tecnologias honerosas e que podem não trazer retorno algum.

## 2 Metodologia e base de dados

Sob o arcabouço da função de produção educacional, tem-se por objetivo mensurar a participação dos recursos governamentais e familiares na educação primária brasileira. Não apenas, visa-se observar as mudanças ao longo do tempo nas respectivas participações, sob o intuito de que um aumento da participação governamental significa uma política equalizadora de oportunidades no âmbito educacional.

No presente capítulo, serão explicitados os componentes da base de dados, as fontes, unidades de referência, período de análise e o tratamento dado aos dados. À luz do exposto, inicia-se o capítulo apresentando o modelo econométrico utilizado, os requisitos para sua aplicabilidade e a interpretação dos coeficientes. Na segunda seção, serão explorados os dados relativos aos insumos escolares, para em sequência abordar os dados dos recursos familiares.

### 2.1 Modelo Econométrico

Para avaliar as contribuições familiares e governamentais à educação, faz-se uso de uma função de produção educacional em que a variável dependente (*output*) corresponde ao número de anos de estudo concluídos pelo entrevistado. Obviamente os recursos educacionais providos pelo governo e os insumos familiares são nossas variáveis explicativas. Formalmente,

$$y_{(i)} = \beta_0 + \beta_1 X_{fam(\delta_i)} + \beta_2 X_{gov(\eta_i)} + u_{(i)} , \text{ onde } y = \text{anos de estudo}$$

Os anos de estudo variam de pessoa para pessoa, de modo que  $i = 1, \dots, N$ . Cada pessoa  $i$  tem uma família, sendo que duas pessoas ou mais podem ser da mesma família, assim  $\delta_i$  representa um subconjunto de  $i$ . Caso não existam pessoas da mesma família, o número de elementos de  $\delta_i$  e  $i$  serão os mesmos.

No caso dos insumos escolares providos pelo governo, como eles são agregados a nível estadual, é tido que duas ou mais pessoas da amostra podem viver no mesmo estado, de modo que  $\eta_i$  é outro subconjunto de  $i$  diferente de  $\delta_i$ . Caso existisse na amostra uma pessoa de cada estado apenas, novamente o número de elementos de  $\eta_i$  e  $i$  seria o mesmo.

A estimação é feita utilizando um modelo *probit* ordenado, seguindo King e Lillard (1987). Este tipo de modelo é interessante quando: i) variável dependente é discreta e ordenável, ou seja, pode-se inferir um sentido de melhora ou piora à medida que são atingidas categorias superiores; ii) a escala de variação da variável dependente é não linear, isto é, uma elevação da categoria 1 para a 2 pode representar uma mudança maior



ou menor do que uma elevação da categoria 3 para a 4 (BOES; WINKELMANN, 2006; JACKMAN, 2000).

Uma limitação do modelo *probit* é que, apesar de diferenciar efeitos entre as categorias da variável de resposta (dependente), os coeficientes das variáveis explicativas são os mesmos independente da categoria. Não há uma diferenciação do efeito de uma variável independente sobre a variável explicada de acordo com a categoria, de modo que a taxa marginal é única para cada variável.

Contextualizando para o caso deste estudo, têm-se como variável dependente anos de estudo apenas para o ensino primário. Assim,  $y$  pode assumir nove valores:  $Z = \{0, 1, \dots, 8\}$ , dentre os quais é conhecido que quanto maior o valor, mais *educada* é a pessoa<sup>38</sup>. Contudo, é sabido que certas séries agregam mais conhecimento que outras: no caso de uma pessoa analfabeta que decide cursar a primeira série, aprendendo assim a ler e escrever representa uma mudança muito mais significativa que uma pessoa que após cursar a primeira série resolve cursar a segunda.

A única diferença do modelo empregado neste estudo para o empregado no artigo citado está no tratamento aos dados truncados. Em King e Lillard (1987), a modelagem leva em conta que os dados foram truncados para crianças que ainda estariam cursando seus anos de estudo, o que evita um viés para baixo os anos de estudos desses indivíduos. É possível que realmente alguns alunos terminem seus estudos no ano em questão, mas na média eles irão concluir outros anos.

Na estimação apresentada no capítulo 3, os dados truncados são tidos como observações findas, pois eliminar crianças da amostra traria um problema mais grave, viés de seleção. Contudo, o viés advindo do truncamento dos dados é pequeno e o número de crianças incluídas na amostra é significativamente menor que o de adultos, de tal forma que a ausência de tratamento para as crianças que ainda estão concluindo o ensino primário não afeta ou afeta muito pouco as conclusões.

### 2.1.1 Estimação

A espinha dorsal do modelo é a existência de uma variável latente contínua subjacente à variável observada, composta pelas respostas ordinais capturadas pelo entrevistador. A variável latente ( $y^*$ ) é definida por uma combinação linear de elementos de  $X$  e um termo de erro que assume distribuição normal padrão. Formalmente:

$$y_i^* = X_i \beta + e_i, \text{ em que } e_i \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

---

<sup>38</sup> Assume-se que todos os anos de estudo agregam conhecimento ao aluno, na margem o efeito pode ser nulo.

A variável observada ( $y$ ) assume seus valores ordinais de acordo com a regra:  $y_i = z \iff \mu_{z_{i-1}} < y_i^* \leq \mu_{z_i}$ , onde  $Z = \{0, 1, \dots, 8\}$  <sup>39</sup>. À luz do exposto, pode-se ver como o modelo probit estima a probabilidade do indivíduo  $i$  cursar seus respectivos anos de estudo:

$$\begin{aligned}
Pr[y = 0|X] &= Pr[\mu_{-1} < y_i^* \leq \mu_0] \\
&= Pr[y_i^* \leq \mu_0] \\
&= Pr[X_i\beta + e_i \leq \mu_0] \\
&= Pr[e_i \leq \mu_0 - X_i\beta] \\
&= \Phi(\mu_0 - X_i\beta), \text{ onde } \Phi \text{ representa a função de distribuição}
\end{aligned}$$

acumulada de uma normal.

$$\begin{aligned}
Pr[y = 1|X] &= Pr[\mu_0 < y_i^* \leq \mu_1] \\
&= Pr[\mu_0 < X_i\beta + e_i \leq \mu_1] \\
&= Pr[\mu_0 - X_i\beta < e_i \leq \mu_1 - X_i\beta] \\
&= \Phi(\mu_1 - X_i\beta) - \Phi(\mu_0 - X_i\beta)
\end{aligned}$$

Por simetria,

$$Pr[y = 2|X] = \Phi(\mu_2 - X_i\beta) - \Phi(\mu_1 - X_i\beta)$$

Generalizando,

$$Pr[y = z|X] = \Phi(\mu_z - X_i\beta) - \Phi(\mu_{z-1} - X_i\beta) \quad (3)$$

### 2.1.2 *Cut-points*

O modelo *probit* ordenado tem uma peculiaridade importante a ser tratada: seu intercepto. Diferentemente dos modelos convencionais em que o intercepto é fixo, por isso o nome constante, neste modelo ele é variável. O intercepto passa a ser constante para uma categoria específica, denominado *cut-point*. Assim, uma vez estimado o modelo, haverá oito *cut-points*, um representando cada ano de estudo.

Aplicando a generalização feita em (3),

$$\begin{aligned}
Pr[y = 0|X] &= \Phi(\mu_0 - X_i\beta) \\
Pr[y = z|X] &= \Phi(\mu_1 - X_i\beta) - \Phi(\mu_0 - X_i\beta) \\
&\vdots \\
Pr[y = 8|X] &= 1 - \Phi(\mu_7 - X_i\beta)
\end{aligned}$$

---

<sup>39</sup>Nos extremos, é tido que  $\mu_{-1} = -\infty$  e  $\mu_8 = \infty$ .

Os *cut-points* são exatamente os  $\mu$ 's das equações acima. A única diferença importante a guardar é que o *cut-point*<sub>1</sub> corresponde ao  $\mu_0$ , o *cut-point*<sub>2</sub> ao  $\mu_1$ , e assim sucessivamente.

### 2.1.3 Interpretação dos coeficientes

A interpretação dos coeficientes se dá exatamente igual ao modelo *probit*, mudando apenas o intercepto. Nessa família de modelos, os coeficientes dão os sinais dos efeitos parciais de cada variável independente ( $x_j$ ) sobre a probabilidade de resposta. A significância das variáveis explicativas segue o padrão dos modelos, poder rejeitar  $H_0 : \beta_j = 0$  a um nível de significância suficientemente pequeno (WOOLDRIDGE, 2006).

Os efeitos parciais, por não serem lineares, são calculados de maneira diferente dos modelos sob mínimos quadrados. Eles são o resultado da multiplicação do coeficiente pela função densidade de probabilidade de uma normal padrão (para o *probit*) aplicada sobre um ponto. É comum utilizar as médias, já que obteríamos os efeitos parciais médios, mas o efeito pode ser calculado para quaisquer valores que  $y$  assuma, pois  $E[y|X] = X\beta$  (JOHNSTON; DINARDO, 1997).

Formalmente,

$$\frac{\partial p(X)}{\partial x_j} = \phi(X\beta) \beta_j, \text{ em que } \phi \text{ é a função densidade de probabilidade}$$

de uma normal padrão.

## 2.2 Insumos escolares

Os dados referentes aos recursos educacionais são a nível estadual e foram retirados dos Anuários Estatísticos do Brasil. Os anuários estão disponíveis na biblioteca digital do IBGE, sendo que os dados são contínuos a partir de 1933 <sup>40</sup>. Consequentemente, os dados abrangem os anos de 1933 a 1994, de modo que as variáveis existentes ao longo de todos esses anos e que descrevem insumos escolares não são muitas, mas principalmente para a educação primária elas são mais abundantes.

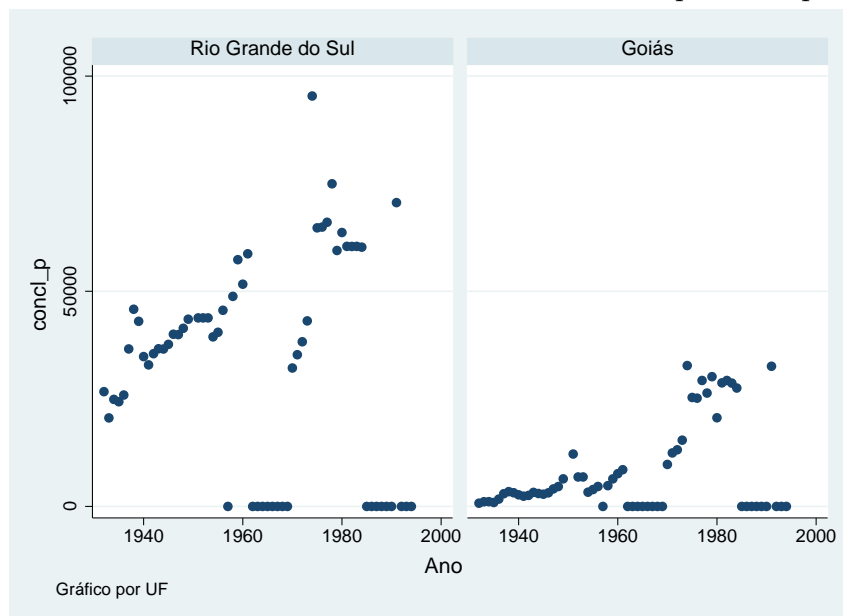
Dentre as variáveis presentes nos anuários, foram escolhidas quatro, todas para o ensino primário ou fundamental: i) número de professores (prof\_p); ii) número de unidades escolares (unidesc\_p); iii) número de matrículas (matri\_p) e iv) número de conclusões (concl\_p) <sup>41</sup>. Contudo, o número de conclusões não pôde ser utilizado pois se mostrou

<sup>40</sup>Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística: <http://biblioteca.ibge.gov.br/detalhes.php?id=720>

<sup>41</sup>Ao longo dos anos, essa nomenclatura foi sendo alterada, mas esta se refere ao ensino do atual 2º ao 9º ano ou antigas 1ª a 8ª série do ensino fundamental.

pouco consistente ao longo dos anos com diferenças bruscas, não se sabe se por diferenças de metodologia, por erros de mensuração ou por ambas (ver gráfico 3).

Gráfico 3: Série do número de conclusões no ensino primário por UF



Fonte: Anuários Estatísticos do Brasil, IBGE  
Elaboração própria

Como pode-se perceber, todas as variáveis estão em números absolutos (extensivas), assim fez-se necessário obter o número de crianças em idade escolar, de modo a obter uma variável intensiva. Fez-se uso do Censo Demográfico do Brasil para obter a população em idade escolar, obviamente para os anos censitários. Para os anos intercensitários, foi assumido um crescimento exponencial da população empregando um *pro rata* ponderado, o qual se verificou bastante verossímil quando comparado aos relatórios da época<sup>42</sup> (ver gráfico 4).

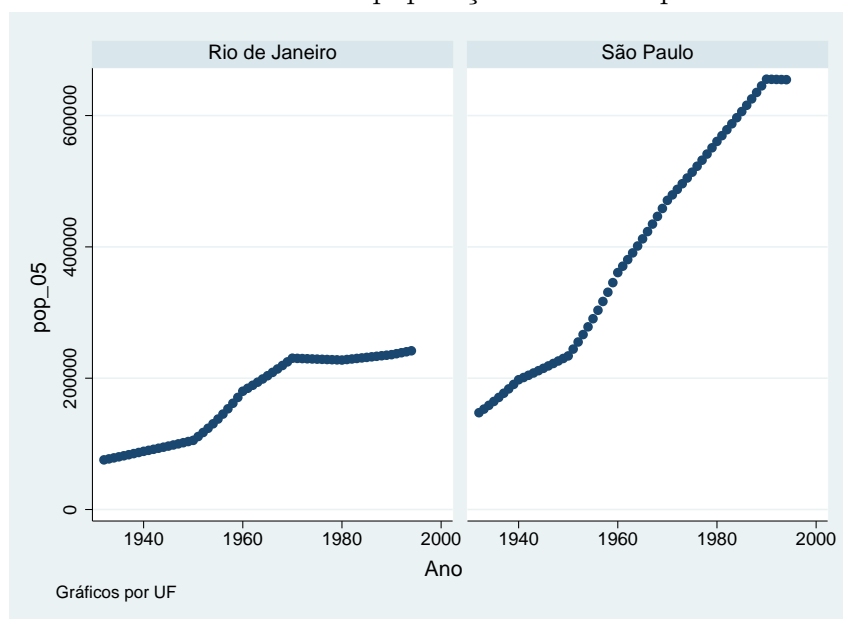
Ajustes foram necessários para compor os dados, principalmente com a criação e destruição de unidades da federação. Ponta Porã e Iguazu foram criados por Getúlio Vargas durante a época da II Guerra Mundial mas foram desfeitos alguns anos depois (1946 e 1947). Integrou-se Ponta Porã ao Mato Grosso e Iguazu ao Paraná<sup>43</sup>. Aimorés e Rio Branco apenas mudaram de nome para Rondônia e Roraima, respectivamente.

Além, o Distrito Federal se transferiu do Rio de Janeiro para Brasília (1960), o que gerou uma quebra nos dados. Novamente foi feito um *pro rata* ponderado para os anos de 1961 a 1975, pois com o fim do Distrito Federal no Rio de Janeiro, os anuários reportavam

<sup>42</sup>Não existem muitas fontes, os principais foram artigos escritos sobre os momentos históricos; ver Perez, Nascimento e Parente (2003), Gonçalves (1973), Santos (1967), Ferraro e Machado (2002).

<sup>43</sup>Iguazu foi repartido entre Paraná e Santa Catarina, mas apenas 12% do território ficou com Santa Catarina, além de ser uma região pouco habitada.

Gráfico 4: Série da população de 5 anos por UF



Fonte: Censos Demográficos do Brasil, IBGE  
Elaboração própria

Rio de Janeiro e Guanabara como unidades separadas até 1978<sup>44</sup>. Foram retirados da base Roraima, Rondônia e Amapá para os anos anteriores a 1950. Com as divisões territoriais feitas por Getúlio, o número de habitantes era muito pequeno e não existiam dados educacionais para essas regiões. Os anuários reportam insumos escolares apenas a partir de 1950.

Tabela 11: Unidades da federação e os anos de amostragem

Unidade da Federação	Ano inicial	Ano final	Unidade da Federação	Ano inicial	Ano final
Rondônia	1950	1994	Sergipe	1932	1994
Acre	1932	1994	Bahia	1932	1994
Amazonas	1932	1994	Minas Gerais	1932	1994
Roraima	1950	1994	Espírito Santo	1932	1994
Pará	1932	1994	Rio de Janeiro	1932	1994
Amapá	1950	1994	São Paulo	1932	1994
Maranhão	1932	1994	Paraná	1932	1994
Piauí	1932	1994	Santa Catarina	1932	1994
Ceará	1932	1994	Rio Grande do Sul	1932	1994
Rio Grande do Norte	1932	1994	Mato Grosso	1932	1994
Paraíba	1932	1994	Goiás	1932	1994
Pernambuco	1932	1994	Distrito Federal	1960	1994
Alagoas	1940	1994			

Fonte: Censos Demográficos do Brasil, IBGE  
Elaboração própria

De maneira similar, Alagoas também foi retirado da base para os anos anteriores a 1940 pela falta de informações de insumos educacionais. Seguindo as divisões feitas nos períodos de guerra e o descompasso entre os dados populacionais e educacionais, Mato

<sup>44</sup>Os dados presentes no anuário de 1978 se referem em parte aos anos de 1975, 1976 e 1977.

Grosso do Sul permaneceu como Mato Grosso mesmo após sua divisão em 1977. Por fim, Tocantins foi criado muito recentemente (1989) e foi retirado pelo fato dos dados acerca da educação dos pais datarem da pesquisa nacional por amostragem domiciliar (PNAD) de 1988.

Como algumas unidades da federação possuem mais observações na amostra do que outras, é justo afirmar que elas são mais representadas na média brasileira (ver tabela 11). Ao multiplicar o número de unidades da federação pelo número de anos em que elas estão presentes na amostra, obtém-se o número 1484 (ver tabela 12). Todas as variáveis presentes na tabela 10 são a nível estadual, de modo que o número de observações é exatamente o número de vezes em que os estados apareceram na amostra multiplicado pelo número de estados.

Tabela 12: Estatísticas descritivas para a população em idade escolar e insumos escolares

Variáveis	Média	Desvio-Padrão	Mín.	Máx.	N
<i>Pop em idade escolar</i>					
pop_05	94735.790	105717.627	0	655397	1484
pop_06	92414.662	102985.454	0	640321	1484
pop_07	91981.342	103643.048	0	650801	1484
pop_08	90894.765	102943.452	0	687658	1484
pop_09	85239.197	100979.144	0	705484	1484
pop_10	92160.972	103678.844	0	694786	1484
pop_11	82287.945	98620.437	0	681724	1484
pop_12	87218.813	99673.828	0	658677	1484
pop_13	79627.111	95079.267	0	646438	1484
pop_14	79899.313	95264.621	0	646901	1484
<i>Insumos escolares</i>					
prof_p	19827.465	34648.428	0	295369	1484
unidesc_p	4827.956	5328.39	0	25631	1484
matri_p	510518.414	778965.141	0	6165157	1484

Fonte: Censos Demográficos do Brasil, IBGE  
Elaboração própria

## 2.3 Insumos familiares

Para adquirir informações acerca dos pais do entrevistado foi utilizado o suplemento educacional da pesquisa nacional de amostra de domicílios (PNAD) do ano de 1988. As variáveis utilizadas foram a instrução do pai e da mãe e a ocupação do pai, uma vez que não existe nesse suplemento a ocupação da mãe. Dessa forma, o conjunto  $i$  é formado pelos respondentes da PNAD,  $\delta_i$  é composto pelas informações dadas pelo entrevistado no suplemento educacional acerca da educação de seus pais e da ocupação do pai, e por fim,  $\eta_i$  é o conjunto fruto dos dados governamentais de educação contidos nos anuários estatísticos.

A variável de educação é discreta assumindo os valores  $\{., 0, 1, 2, 4, 8, 11, 15\}$ . Ela foi composta utilizando as informações dispostas no Dicionário de Variáveis de Pessoas

(1988), ver tabela 13. O código de *missing* é o ponto, designado para as pessoas que não preencheram o bloco ou marcadas como não aplicável, caso de pessoas que não conheceram os pais ou não quiseram responder.

Tabela 13: Descrição das variáveis de educação da PNAD (1988)

2301	Label	educ_pai	2302	Label	educ_mae
0	Bloco Não Preenchido	.	0	Bloco Não Preenchido	.
1	Não Alfabetizado	0	1	Não Alfabetizado	0
2	Alfabetizado	1	2	Alfabetizado	1
3	Elementar Incompleto	2	3	Elementar Incompleto	2
4	Elementar Completo	4	4	Elementar Completo	4
5	Médio Prim.Ciclo	8	5	Médio Prim.Ciclo	8
6	Médio Seg.Ciclo	11	6	Médio Seg.Ciclo	11
7	Superior	15	7	Superior	15
8	Não Sabe	0	8	Não Sabe	0
9	Ignorado	0	9	Ignorado	0
.	Não Aplicável	.	.	Não Aplicável	.

Fonte: Pesquisa nacional de amostra de domicílios, IBGE  
Elaboração própria

Além das variáveis 2301 e 2302, a educação dos pais também foi extraída da própria variável de anos de estudo da PNAD (318) para aqueles pais que responderam o questionário como chefes de família ou cônjuges e que possuíam filhos vivendo em seus domicílios. Neste caso, o filho passa a ser a observação  $i$  do modelo, enquanto a educação de seus pais (os entrevistados) entra nas variáveis de insumos familiares.

A variável de ocupação foi criada a partir da variável 2308 contida na parte 3 da PNAD, utilizando a categorização desenvolvida em Ganzeboom e Treiman (1996), *international socioeconomic index* (ISEI)<sup>45</sup>. O índice desenvolvido pelos autores varia de zero a noventa, assumindo apenas valores inteiros, sendo necessário fazer uma normalização. Portanto, o índice empregado neste estudo é o  $\frac{ISEI}{90}$ , variando de zero a um.

Resumidamente, o ISEI é um indicador do *status* socioeconômico da família baseado na ocupação de seus membros. Quanto maior o índice, melhor a condição socioeconômica da família. Além, sua construção é pautada nos desempenhos educacionais, ou seja, as melhores profissões são aquelas que requerem mais anos de estudo (AUD et al., 2012).

Contudo, um problema ao fazer uso de ocupação do pai é a existência de muitos *missings*. Ao comparar o número de observações (não-*missings*) das variáveis de educação à de ocupação, é nítida a diferença de resposta: ocupação do pai corresponde a aproximadamente 31% do número médio de observações da educação do pai e da mãe (ver tabela 14).

A literatura expõe três possíveis maneiras de educação dos pais e ocupação influenciarem os anos de estudo dos filhos: i) pais com mais anos de estudo e melhor ocupação

<sup>45</sup>A PNAD adotou a classificação brasileira de ocupação (CBO) apenas na década de 1990. Os dados utilizados seguem uma classificação própria do IBGE.

Tabela 14: Estatísticas descritivas para variáveis dos insumos familiares da PNAD (1988)

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mín	Máx
ocup_pai	76391	0.58071	0.49345	0	1
educ_pai	233203	2.78974	3.09933	0	15
educ_mae	254722	2.68481	2.951001	0	15

Fonte: Pesquisa nacional de amostra de domicílios, IBGE  
Elaboração própria

possuem mais dinheiro, podendo prover seus filhos com melhores escolas; ii) esses mesmos pais são mais eficientes que pais com menos escolaridade e pior ocupação no auxílio aos filhos em atividades relacionados ao aprendizado; iii) pais mais educados e com melhores ocupações valorizam mais o processo educacional, e portanto motivam seus filhos a estudarem mais (BINDER; WOODRUFF, 2002; TODD; WOLPIN, 2003).

Os comportamentos expostos acima descrevem tendências ou padrões, permitindo espaço para casos atípicos. Uma pessoa que cursou poucos anos de estudo pode crescer em um ramo de negócios e passar o espírito empreendedor a seu filho, não influenciando-o a dedicar-se à escola. Contudo, também é possível que esse indivíduo perceba que existem melhores oportunidades para aqueles mais educados e passe assim a motivar o filho a estudar.



### 3 Resultados

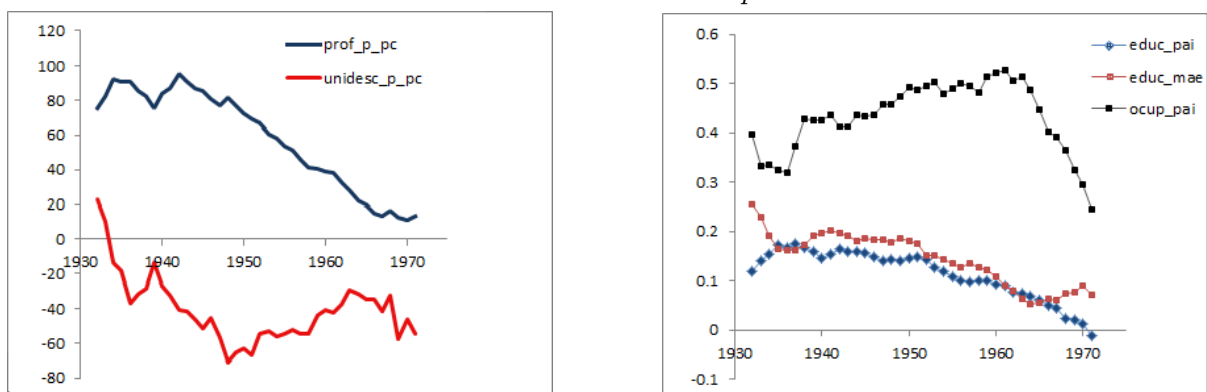
Neste capítulo, serão apresentadas as estimações do modelo econométrico proposto, dando ênfase ao sinal obtido para cada insumo e sua significância. Não apenas, será discutido as implicações de cada resultado centrando na questão da mobilidade educacional. Dessa forma, a primeira seção detalha duas especificações para o modelo econométrico presente no capítulo 2, expondo os resultados para cada por insumo. Em seguida, faz-se uma discussão sobre as implicações do modelo acerca da mobilidade educacional brasileira.

#### 3.1 Apresentação das estimações

O modelo econométrico apresentado no capítulo 2 é estimado para coortes de cinco anos. O período de cinco anos é interessante pela questão do viés de reportagem da idade: as pessoas tendem a arredondar suas idades para valores terminados em zero ou cinco. Dessa maneira, independente da pessoa ter aproximado sua idade, ela está em sua coorte de origem.

São feitas especificações diferenciadas de acordo com certos objetivos. O modelo inicial engloba a especificação detalhada no capítulo 2: anos de estudo em função dos anos de estudo dos pais, da ocupação do pai, do número de professores disponível por aluno ( $\text{prof\_p\_pc}$ ) e do número de unidades escolares disponível por aluno ( $\text{unidesc\_p\_pc}$ ). O resultado para os insumos educacionais e familiares está no gráfico 5.

Gráfico 5: Coeficientes do modelo *probit* ordenado



Fonte: Pesquisa nacional de amostra de domicílios e Censo Demográfico do Brasil, IBGE  
Elaboração própria

Analisando os gráficos, é nítida a importância do número de professores por aluno, a qual se mantém estável ao longo de duas décadas (1930-50). A partir dos anos 50, perde importância, mas continua com efeitos positivos. Já o resultado para o número de unidades escolares é um tanto estranho. De fato, um problema com a análise desta variável reside na educação rural.

O modelo de difusão de ensino na zona rural se deu com um número grande de unidades escolares que abarcavam poucos alunos (SOARES; SÁTYRO, 2008). Apesar do número alto de unidades escolares postas em áreas rurais demonstrarem um esforço do governo, essas escolas são mal equipadas, com poucos professores e de difícil acesso. Não apenas, a população rural é grande, principalmente na época, de modo que para suprir as necessidades de tantos indivíduos, o esforço deve ser relativamente alto.

Observando o gráfico 5, percebe-se que inicialmente, o número de unidades escolares se mostrou importante, contudo sua importância cai e o insumo passa a ser “prejudicial”. De fato, o coeficiente negativo implica uma diminuição na probabilidade da criança cursar seus anos de estudo via uma mudança na variável em questão. Assim, uma justificativa plausível é no fato de que aumentar unidades escolares mal equipadas acarreta em ‘adquirir’ alunos, os quais não terão uma boa qualidade de ensino, e por consequência terão mal desempenho e concluirão poucos anos de estudo.

Em termos de significância, o coeficiente de *prof\_p\_pc* é significativo a qualquer nível de significância ao longo de todo o período. Em contrapartida, *unidesc\_p\_pc* é não significativo nos primeiros anos, de 1932 a 1945. Para o período restante, o coeficiente de *unidesc\_p\_pc* é significativo.

Os insumos familiares já contam uma outra história. A educação do pai e da mãe são extremamente importantes, muito significantes durante todo o período. Contudo, com o passar do tempo, ambos vão perdendo importância para explicar os anos de estudo dos filhos. De maneira similar, comporta-se a ocupação do pai.

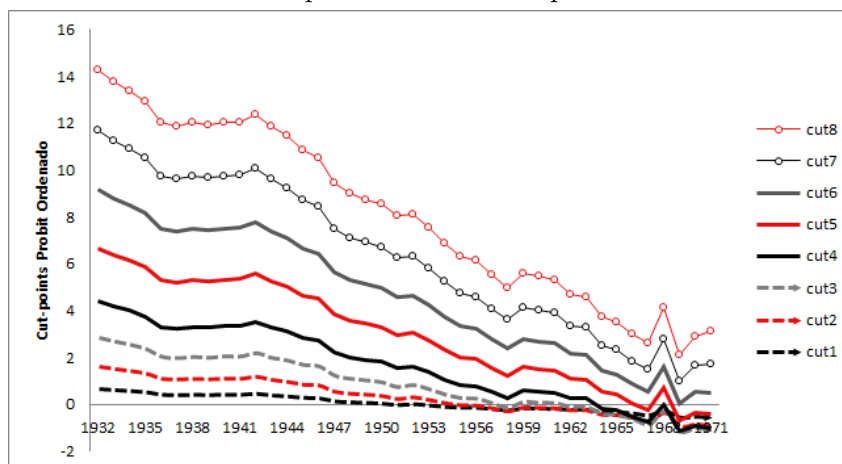
De fato, a ocupação do pai traz questões reveladoras: mais importante que a educação do pai, dinheiro é o principal fator familiar que explica o número de anos de estudo dos filhos ao longo de todo o período. Entretanto, sua importância também cai com o passar dos anos, dando a ideia encorajadora de que a educação passa a depender menos da condição socioeconômica da família.

Duas evidências interessantes presentes no gráfico 5 são a importância que aparenta ganhar a educação da mãe a partir de 1970 e a expressiva queda do impacto da ocupação do pai. Uma explicação para o maior efeito da educação da mãe pode estar atrelado a ida das mulheres para o mercado de trabalho, de modo que uma mulher mais educada tende a ter maiores retornos. Porém, esse efeito poderia ser contrastado com o menor tempo que a mãe teria para dedicar aos estudos do filho. Já a queda do coeficiente da ocupação do pai a partir dos anos 1960 pode estar atrelada à massificação da educação pública feita pela ditadura militar (ARAÚJO, 2011).

Uma outra fonte de análise reside no comportamento dos *cut-points*. Como explicitado no capítulo 2, os *cut-points* são as constantes específicas de cada categoria. De modo mais intuitivo, o *cut-point* para o primeiro ano de educação ilustra a dificuldade que um

indivíduo analfabeto e sem insumos tem para completar a primeira série. Como todos os recursos postos na regressão são ‘insumos’, eles deveriam tornar maiores as chances de um indivíduo concluir os seus respectivos anos de estudo.

Gráfico 6: *Cut-points* do modelo *probit* ordenado



Fonte: Pesquisa nacional de amostra de domicílios e Censo Demográfico do Brasil, IBGE  
Elaboração própria

O resultado para os *cut-points* se encontra no gráfico 6. A primeira conclusão de peso reside na diferença entre as curvas. Todas possuem uma tendência de queda ao longo de todo o período, contudo os níveis de cada curva são bem distintos. Em outras palavras, tornou-se mais fácil concluir algumas séries em relação a outras.

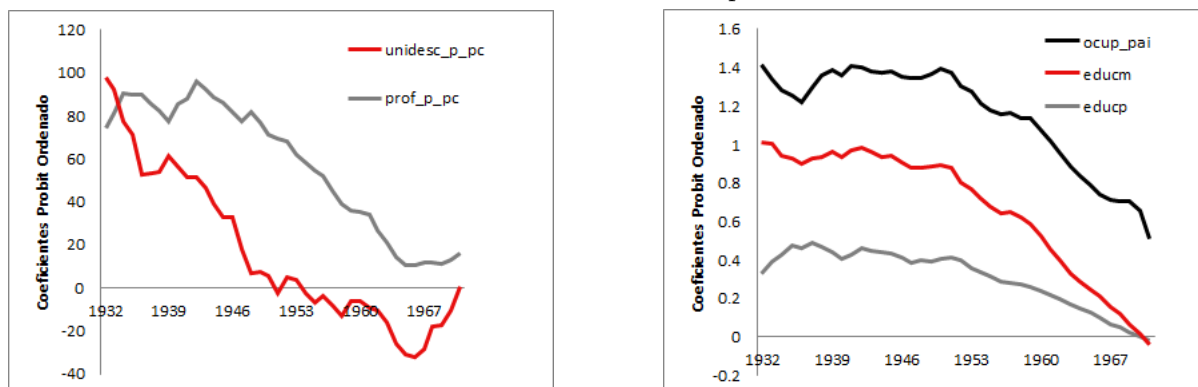
Pelo gráfico, é visível que as séries 1, 2 e 3 caminham relativamente juntas, enquanto que o quarto ano de estudo apresenta uma dificuldade relativamente superior. De maneira similar, todos os anos a partir do quarto apresentam elevações de nível, indicando que passar de cinco para seis anos de estudo é tão difícil quanto passar de seis para sete e de sete para oito.

Uma outra especificação feita coloca a educação relativa do pai e da mãe (modelo *probit* ordenado 2). Como o período abordado é relativamente grande, uma pessoa que cursou o ensino fundamental completo em 1932 tem um efeito diferenciado em relação à outra com características similares que cursou o mesmo ensino fundamental completo em 1980. Obviamente, a média de anos de estudos subiu ao longo dos anos, de modo que portar o diploma de ensino fundamental possui um impacto menor em 1980. Dessa forma, a educação dos pais é dividida pela média da educação dos pais existentes na PNAD, gerando uma educação relativa.

O método ideal seria fazer a educação relativa ao ano ou ao período no qual os pais concluíram seus anos de estudo, contudo este dado não está disponível e a média da série foi a melhor aproximação possível. Os resultados mudam pouco, educação e ocupação do pai e número de professores por aluno se mantêm. Já o número de unidades escolares

obtem efeito positivo até a década de 1950, enquanto que educação da mãe ganha relativa importância sobre a do pai (ver gráfico 7).

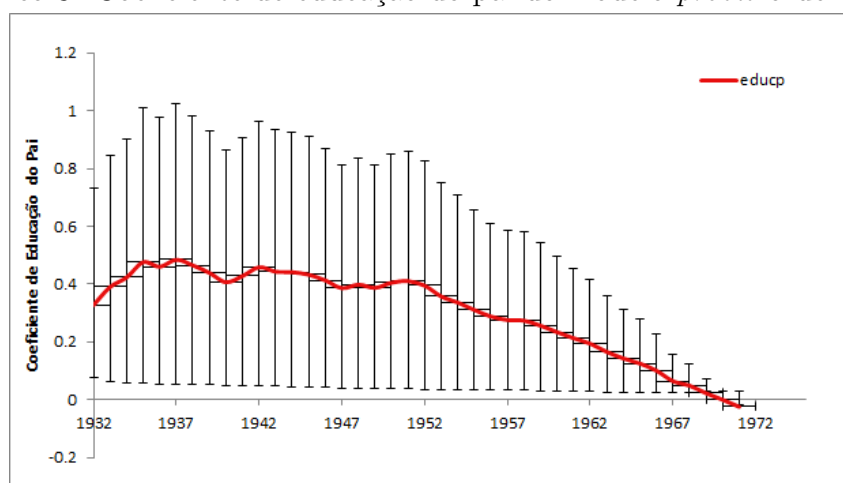
Gráfico 7: Coeficientes do modelo *probit* ordenado 2



Fonte: Pesquisa nacional de amostra de domicílios e Censo Demográfico do Brasil, IBGE  
Elaboração própria

Pelos resultados encontrados, a nova especificação da função não parece ter diferença sob esse modelo. Uma conclusão de interesse é a maior importância da educação da mãe. Uma possível explicação seria que mães mais educadas passam mais conhecimento para os filhos do que pais, já que elas passam mais tempo com as crianças. Com a entrada da mulher no mercado de trabalho, essa diferença cai e ambos, pai e mãe, tem a mesma importância em termos educacionais. Por essa conjectura, ter-se-ia que a questão monetária é capturada de maneira quase que totalitária pela ocupação.

Gráfico 8: Coeficiente de educação do pai do modelo *probit* ordenado 2

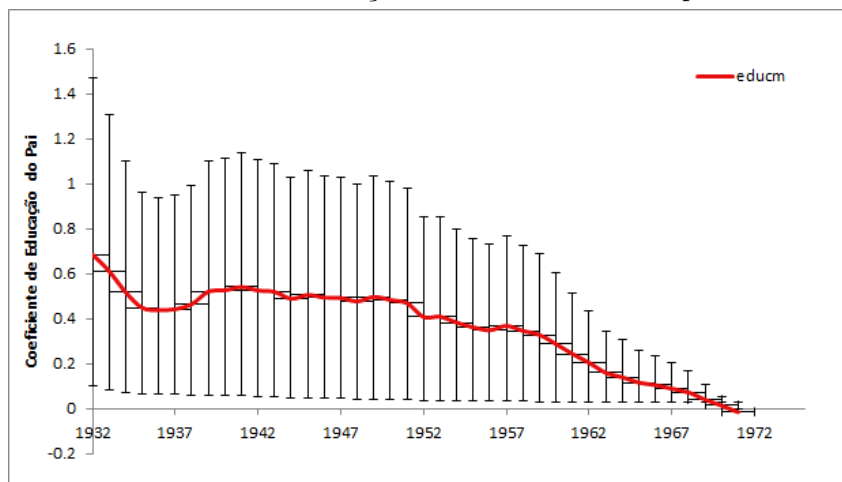


Fonte: Pesquisa nacional de amostra de domicílios e Censo Demográfico do Brasil, IBGE  
Elaboração própria

A significância das variáveis é trazida via intervalos de confiança. As variáveis de educação do pai e da mãe são significantes ao longo de todo o período, exceto os últimos 3 anos (ver gráficos 8 e 9). Contudo, o efeito mais ‘esperado’ das unidades escolares não são significantes (ver gráfico 10). Uma questão da especificação deste modelo tornou a

educação dos pais não significantes no fim do período, algo que não ocorreu com o modelo anterior. É possível que a educação relativa perca de fato importância na década de 1970, principalmente para o ensino primário, o qual foi fortemente massificado.

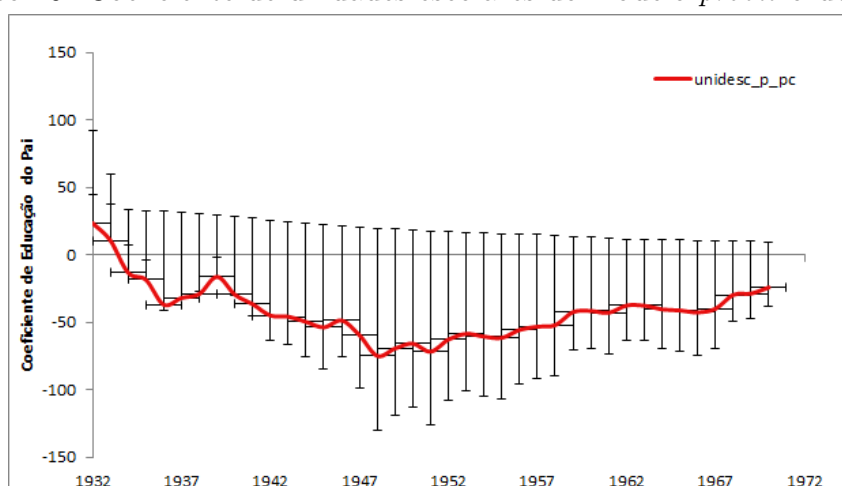
Gráfico 9: Coeficiente de educação da mãe do modelo *probit* ordenado 2



Fonte: Pesquisa nacional de amostra de domicílios e Censo Demográfico do Brasil, IBGE  
Elaboração própria

A variável de unidades escolares segue a mesma problemática discutida anteriormente. Caso fosse possível identificar as unidades escolares rurais ou pelo menos construir uma *dummy* de região (rural ou urbana) seria mais fácil capturar os efeitos deste insumo escolar. Contudo, por limitação dos dados, não é possível delinear um efeito significativo sobre os anos de estudo.

Gráfico 10: Coeficiente de unidades escolares do modelo *probit* ordenado 2

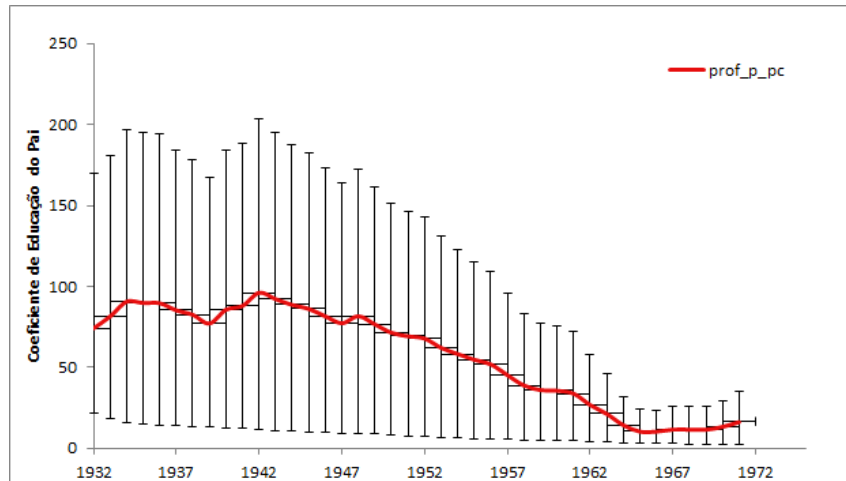


Fonte: Pesquisa nacional de amostra de domicílios e Censo Demográfico do Brasil, IBGE  
Elaboração própria

A variável de número de professor por aluno é, como no modelo anterior, de forte impacto no número de anos de estudo e significativa ao longo de todo o período (ver gráfico 11). O fato de em ambas as especificações a variável ter efeitos similares tende a

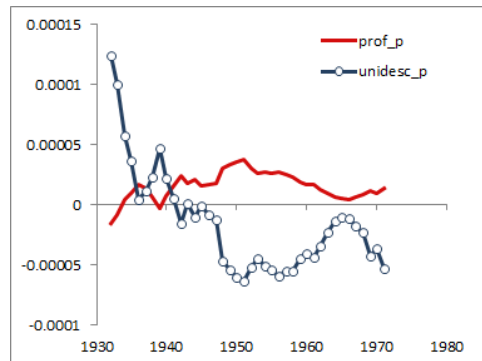
reforçar seu efeito. Um exercício interessante de especificação é testar a variável extensiva para ver seu efeito. Este teste foi feito e o resultado vai de acordo com a literatura: a magnitude cai de maneira forte (cerca de 400%) e a significância diminui (ver gráfico 12).

Gráfico 11: Coeficiente de professores do modelo *probit* ordenado 2



Fonte: Pesquisa nacional de amostra de domicílios e Censo Demográfico do Brasil, IBGE  
Elaboração própria

Gráfico 12: Coeficiente de insumos escolares do modelo *probit* ordenado



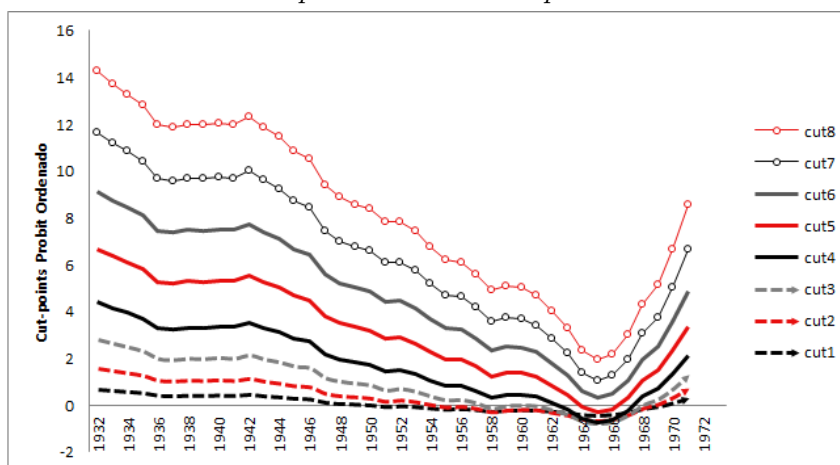
Fonte: Pesquisa nacional de amostra de domicílios e Censo Demográfico do Brasil, IBGE  
Elaboração própria

Por fim, a análise dos *cut-points* é muito similar ao modelo anterior, com alterações apenas no final da série de dados (ver gráfico 13). Os primeiros três anos de estudo são relativamente mais fáceis de serem concluídos, de modo que a partir do quarto ano a dificuldade aumenta e se comporta de maneira uniforme para as séries subsequentes. Contrariamente ao encontrado no modelo anterior, no fim da década de 1960 e início de 1970 os *cut-points* seguem uma tendência de alta, de modo que a dificuldade de concluir todos os anos aumenta.

No modelo anterior, houve uma tendência de aumento que não se verificou, os *cut-points* aumentam mas depois caem no fim da série (1972). Uma explicação para a tendência de alta sob a nova especificação são as crianças que ainda estão na escola.

As taxas de repetência são relativamente altas e a chance de alunos com quinze anos ou mais ainda estarem cursando o ensino primário é alta, de modo que a dificuldade aumenta pelo fato desses alunos terem menor probabilidade de concluir seus anos de estudo.

Gráfico 13: *Cut-points* do modelo *probit* ordenado 2



Fonte: Pesquisa nacional de amostra de domicílios e Censo Demográfico do Brasil, IBGE  
Elaboração própria

## 3.2 Discussão dos resultados

Antes de entrar na discussão dos resultados, julga-se necessário detalhar o conceito de mobilidade educacional. Neste trabalho, é adotada a visão de que existindo um aumento do número de anos de estudo por parte dos mais pobres, há mobilidade educacional. A questão se torna filosófica quanto a analisar a mobilidade em termos absolutos ou relativos. Um exemplo prático se faz útil: imagine uma população em que a elite econômica possui uma média de anos de estudo correspondente à graduação completa, enquanto seus membros de baixa renda cursam em média apenas o ensino fundamental.

A mobilidade educacional relativa ocorre se concomitantemente os pobres se educam em média além do ensino fundamental e os ricos se mantêm ou adquirem menos que graduação. Já em termos absolutos, uma vez que as pessoas mais desafortunadas passem a cursar mais que o ensino fundamental já há mobilidade educacional, independente do que ocorra com os ricos. Para este estudo, a existência de pessoas mais desprovidas concluindo mais anos de estudo já indica melhora em termos educacionais. Se ocorrer da camada mais rica estudar ainda mais do que anteriormente, isso não deve descaracterizar uma melhoria educacional.

Para observar a mobilidade educacional brasileira a partir do modelo estimado, os *cut-points* são os principais indicadores a serem analisados. A tendência de queda nos *cut-points* indica a existência de mobilidade educacional, pois ao longo do tempo, tornou-se mais fácil concluir os anos de estudo correspondentes à educação básica. Portanto,

evidencia-se mobilidade educacional no Brasil entre 1932 e 1970 em todas as séries, com impactos mais expressivos nos três primeiros anos.

Não apenas, são corroboradas as visões mais recentes da literatura da educação. A razão professor-aluno se mostrou um insumo de grande impacto sobre a educação, juntamente com os anos de educação dos pais e a ocupação do pai. Contudo, todos esses insumos estão perdendo importância ao longo do tempo, o que incita o questionamento se há algum outro fator fora do modelo ganhando importância.

Além, a importância da escolaridade da mãe superior à do pai é um forte indicativo de que o ambiente de criação dos estudantes exerce um forte efeito sobre o número de anos de estudo que estes concluirão. Adicionalmente, a ocupação do pai possui um impacto expressivo e permanente ao longo do tempo sugere que a questão monetária é ainda de grande relevância.

Tendo em mente o exposto, os efeitos encontrados sugerem que a política educacional do Brasil teve um viés equalizador de oportunidades no âmbito da educação primária. Todavia, nada se pode afirmar com relação a outras implicações sob o véu da igualdade de oportunidades, como oportunidades similares no mercado de trabalho e chances de cursar ensino superior.



## Conclusão

Este estudo termina com conclusões importantes, apesar de existirem várias outras a serem tratadas. Primeiramente, são trazidos estudos recentes e dados acerca da educação americana que sugerem a adequabilidade do paradigma da função de produção ao contexto educacional. Não apenas, é abordado uma medida interessante de focalização dos gastos educacionais: os gastos presentes serem negativamente correlacionados com o desempenho educacional atual, em que o coeficiente de correlação é, em módulo, próximo da unidade.

Em relação à educação brasileira, as evidências apontam que existiu mobilidade educacional *em termos absolutos*, e que a política educacional foi importante em fomentar essa expansão educacional. A probabilidade de se concluir os anos de estudo do ensino fundamental, independente da série, subiu com o tempo, indicando que o indivíduo em 1970 tinha mais oportunidades de se educar comparado a 1932.

O número de professores por aluno foi o grande motor dessa mobilidade, apresentando o maior impacto. Dessa forma, a política educacional apresenta resultados equalizadores de oportunidades. Não obstante, a questão monetária ainda parece ter importância, apontada pelo forte efeito da ocupação do pai sobre os anos de estudo concluídos pelo filho.

Os resultados apresentam robustez, em que os insumos obtêm efeitos estatisticamente significantes sob duas especificações diferentes. Não apenas, é testado o efeito do número de professores em nível, de modo a verificar a robustez específica do insumo. De maneira satisfatória, o efeito cai significativamente, cerca de 400%, resultado que vai na direção da aplicabilidade da função de produção a questões educacionais.

Contudo, pouco pode ser falado da qualidade desses anos de estudo. Não há informação suficiente para determinar se o acréscimo de anos de estudo realmente agregou conhecimento ao indivíduo. Tendo isso em mente, constata-se que a limitação da base de dados ainda impõe freios à análise da educação brasileira. Como explicitado em Levačić e Vignoles (2002), a existência de bases de dados ricas e comparáveis ao longo do tempo é imprescindível para boas avaliações da política educacional.

## Referências

- ACHILLES, C. Students achieve more in smaller classes. *Educational Leadership*, ERIC, v. 53, n. 5, p. 76–77, 1996.
- AFONSO, A.; SCHUKNECHT, L.; TANZI, V. Public sector efficiency: an international comparison. *Public choice*, JSTOR, v. 123, n. 3/4, p. 321–347, 2005.
- ARAÚJO, G. C. de. O processo de massificação do ensino fundamental brasileiro a partir da análise das LDB's 4.024/61 e 5.692/71. *Revista Lentes Pedagógicas*, v. 1, n. 2, p. 17–36, 2011.
- ASADULLAH, M. N. Pay differences between teachers and other occupations: some empirical evidence from Bangladesh. *Journal of Asian Economics*, Elsevier, v. 17, n. 6, p. 1044–1065, 2006.
- AUD, S. et al. *The condition of education 2012*. [S.l.], Washington, DC: US Department of Education, National Center for Education Statistics, 2012. (NCES, 2012-045).
- BAKER, K. Yes, throw money at schools. *The Phi Delta Kappan*, JSTOR, v. 72, n. 8, p. 628–631, 1991.
- BATTESE, G. E.; COELLI, T.; RAO, D. *An introduction to efficiency and productivity analysis*. [S.l.]: Boston, MA: Kluwer, 1998.
- BEGG, C. B.; BERLIN, J. A. Publication bias: a problem in interpreting medical data. *Journal of the Royal Statistical Society*, Royal Statistical Society, v. 151, n. 3, p. 419–463, 1988.
- BICKEL, R.; HOWLEY, C. The influence of scale on school performance: a multi-level extension of the Matthew Principle. *Education Policy Analysis Archives*, ERIC, v. 8, n. 22, p. 1–32, 2000.
- BINDER, M.; WOODRUFF, C. Inequality and intergenerational mobility in schooling: the case of Mexico. *Economic Development and Cultural Change*, The University of Chicago Press, v. 50, n. 2, p. 249–267, 2002.
- BOES, S.; WINKELMANN, R. Ordered response models. *Allgemeines Statistisches Archiv*, Springer, v. 90, n. 1, p. 167–181, 2006.
- BOWLES, S.; LEVIN, H. The determinants of scholastic achievement - an appraisal of some recent evidence. *Journal of Human Resources*, JSTOR, v. 3, n. 1, p. 3–24, 1968.

- BRÉSSOUX, P.; KRAMARZ, F.; PROST, C. Teachers' training, class size and students' outcomes: learning from administrative forecasting mistakes. *The Economic Journal*, Wiley Online Library, v. 119, n. 536, p. 540–561, 2009.
- BROWN, B. W.; SAKS, D. H. The production and distribution of cognitive skills within schools. *Journal of Political Economy*, JSTOR, v. 83, n. 3, p. 571–93, 1975.
- CAIN, G.; WATTS, H. Problems in making policy inferences from the Coleman report. *American Sociological Review*, JSTOR, v. 35, n. 2, p. 228–242, 1970.
- CHARNES, A. et al. *Data envelopment analysis: theory, methodology and applications*. [S.l.]: Boston, MA: Kluwer, 1993.
- COLEMAN, J. et al. *Equality of educational opportunity [summary report]*. [S.l.]: US Dept. of Health, Education, and Welfare, Office of Education; US Govt. Print. Off., 1966.
- COOPER, B. et al. Making money matter in education: a micro-financial model for determining school-level allocations, efficiency, and productivity. *Journal of Education Finance*, JSTOR, v. 20, n. 1, p. 66–87, 1994.
- DARLING-HAMMOND, L. Teacher quality and student achievement: a review of state policy evidence. *Education Policy Analysis Archives*, ERIC, v. 8, n. 1, p. 1–44, 2000.
- DARLING-HAMMOND, L.; YOUNGS, P. Defining “highly qualified teachers”: what does “scientifically-based research” actually tell us? *Educational Researcher*, JSTOR, v. 31, n. 9, p. 13–25, 2002.
- DEWEY, J.; HUSTED, T.; KENNY, L. The ineffectiveness of school inputs: a product of misspecification? *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 19, n. 1, p. 27–45, 2000.
- EARTHMAN, G.; LEMASTERS, L. et al. *Review of research on the relationship between school buildings, student achievement, and student behavior*. [S.l.], 1996. Paper presented at the Annual Meeting of the Council of Educational Facilities Planners, International (Tarpon Springs, FL, October 8, 1996). Acessado em 11 de abril de 2013. Disponível em: <<http://www.eric.ed.gov/PDFS/ED416666.pdf>>.
- EGALITE, A. J.; KISIDA, B. *The impact of school size on student achievement: evidence from four states*. [S.l.], University of Kansas: Department of Education Reform, 2013. (EDRE Working Paper, 2013-03).
- EHRENBERG, R. G.; BREWER, D. J. Do school and teacher characteristics matter? Evidence from high school and beyond. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 13, n. 1, p. 1–17, 1994.

- FERGUSON, R. Paying for public education: new evidence on how and why money matters. *Harvard Journal on Legislation*, HeinOnline, v. 28, p. 465, 1991.
- FERGUSON, R.; LADD, H. How and why money matters: an analysis of Alabama schools. In: LADD, H. (Ed.). *Holding schools accountable: performance-based reform in education*. [S.l.]: Washington, DC: The Brookings Institution, p. 265–298, 1996.
- FERRARO, A. R.; MACHADO, N. C. F. Da universalização do acesso à escola no Brasil. *Educação & Sociedade*, SciELO, v. 23, n. 79, p. 213–241, 2002.
- FIGLIO, D. N. Can public schools buy better-qualified teachers? *Industrial and Labor Relations Review*, HeinOnline, v. 55, p. 686–699, 2001.
- FILMER, D.; SCHADY, N. Does more cash in conditional cash transfer programs always lead to larger impacts on school attendance? *Journal of Development Economics*, Elsevier, v. 96, n. 1, p. 150–157, 2011.
- FINN, J.; ACHILLES, C. Answers and questions about class size: A statewide experiment. *American Educational Research Journal*, Sage Publications, v. 27, n. 3, p. 557–577, 1990.
- FORTUNE, J.; O'NEIL, J. Production function analyses and the study of educational funding equity: a methodological critique. *Journal of Education Finance*, JSTOR, v. 20, n. 1, p. 21–46, 1994.
- FRIED, H. O.; LOVELL, K. C.; SCHMIDT, S. S. *Measurement of productive efficiency: techniques and applications*. [S.l.]: New York, NY: Oxford University Press, 1993.
- GANZEBOOM, H. B.; TREIMAN, D. J. Internationally comparable measures of occupational status for the 1988 international standard classification of occupations. *Social science research*, Elsevier, v. 25, n. 3, p. 201–239, 1996.
- GOLDHABER, D. D.; BREWER, D. J. Does teacher certification matter? High school teacher certification status and student achievement. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, Sage Publications, v. 22, n. 2, p. 129–145, 2000.
- GONÇALVES, M. A. I. A população brasileira de 1872 a 1970: crescimento e composição por idade e sexo. *Crescimento populacional (histórico e atual) e componentes do crescimento (fecundidade e migrações)*, Centro Brasileiro de Análise e Planejamento (CEBRAP), v. 1, p. 28–74, 1973.
- GREENWALD, R.; HEDGES, L.; LAINE, R. The effect of school resources on student achievement. *Review of Educational Research*, Sage Publications, v. 66, n. 3, p. 361–396, 1996.

- GUPTA, S.; TIONGSON, E.; VERHOEVEN, M. *Does higher government spending buy better results in education and health care?* [S.l.], International Monetary Fund, 1999. (IMF Working Paper, 9921).
- HÄKKINEN, I.; KIRJAVAINEN, T.; UUSITALO, R. School resources and student achievement revisited: new evidence from panel data. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 22, n. 3, p. 329–335, 2003.
- HANUSHEK, E. The impact of differential expenditures on school performance. *Educational Researcher*, JSTOR, v. 18, n. 4, p. 45–62, 1989.
- HANUSHEK, E. An exchange: Part II: Money might matter somewhere: a response to Hedges, Laine, and Greenwald. *Educational Researcher*, JSTOR, v. 23, n. 4, p. 5–8, 1994.
- HANUSHEK, E. Education production functions: developed country evidence. In: PETERSON, P.; BAKER, E.; MCGAW, B. (Ed.). *International encyclopedia of education*. 3<sup>a</sup>. ed. [S.l.]: Oxford: Elsevier, v. 2, p. 407–411, 2010.
- HANUSHEK, E. A. Throwing money at schools. *Journal of policy analysis and management*, JSTOR, v. 1, n. 1, p. 19–41, 1981.
- HANUSHEK, E. A. The economics of schooling: production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, JSTOR, v. 24, n. 3, p. 1141–1177, 1986.
- HANUSHEK, E. A.; KAIN, J. F. On the value of ‘equality of educational opportunity’ as a guide to public policy. In: MOSTELLER, F.; MOYNIHAN, D. P. (Ed.). *On equality of educational opportunity*. [S.l.]: New York, NY: Random House, p. 116–145, 1972.
- HANUSHEK, E. A.; KAIN, J. F.; RIVKIN, S. G. *Do higher salaries buy better teachers?* [S.l.], Washington, DC: National Bureau of Economic Research, 1999. (NBER Working Paper Series, 7082).
- HARTMAN, W. District spending disparities revisited. *Journal of Education Finance*, JSTOR, v. 20, n. 1, p. 88–106, 1994.
- HEDGES, L. Estimation of effect size under nonrandom sampling: the effects of censoring studies yielding statistically insignificant mean differences. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, Sage Publications, v. 9, n. 1, p. 61–85, 1984.
- HEDGES, L.; LAINE, R.; GREENWALD, R. An exchange: Part I: Does money matter? A meta-analysis of studies of the effects of differential school inputs on student outcomes. *Educational Researcher*, Sage Publications, v. 23, n. 3, p. 5–14, 1994.
- HEDGES, L.; OLKIN, I. Vote-counting methods in research synthesis. *Psychological Bulletin*, American Psychological Association, v. 88, n. 2, p. 359, 1980.

HODAS, S. Is water an input to a fish? Problems with the production-function model in education. *Education Policy Analysis Archives*, v. 1, p. 12, 1993.

HOLMLUND, H.; MCNALLY, S.; VIARENGO, M. Does money matter for schools? *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 29, n. 6, p. 1154–1164, 2010.

HOUTENVILLE, A.; CONWAY, K. Parental effort, school resources, and student achievement. *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, v. 43, n. 2, p. 437–453, 2008.

JACKMAN, S. *Models for ordered outcomes*. 2000. Nota de aula do curso Political Science 200C – Spring 2000. Acessado em 11 de abril de 2013. Disponível em: <<http://www.stanford.edu/class/polisci203/ordered.pdf>>.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. *Econometric Methods*. 4<sup>a</sup>. ed. [S.l.]: McGraw-Hill Companies, Inc, 1997.

KING, E.; LILLARD, L. Education policy and schooling attainment in Malaysia and the Philippines. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 6, n. 2, p. 167–181, 1987.

KINGDON, G. G.; TEAL, F. Does performance related pay for teachers improve student performance? Some evidence from India. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 26, n. 4, p. 473–486, 2007.

LEVAČIĆ, R.; VIGNOLES, A. Researching the links between school resources and student outcomes in the UK: a review of issues and evidence. *Education Economics*, Taylor & Francis, v. 10, n. 3, p. 313–331, 2002.

MARTIN, M. et al. *TIMSS 2011 international results in science*. [S.l.], TIMSS & PIRLS International Study Center, Lynch School of Education, Boston College, Chestnut Hill, MA and International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA), IEA Secretariat, Amsterdam, the Netherlands. 2012. Acessado em 11 de abril de 2013. Disponível em: <[http://timssandpirls.bc.edu/timss2011/downloads/T11\\_IR\\_Science\\_FullBook.pdf](http://timssandpirls.bc.edu/timss2011/downloads/T11_IR_Science_FullBook.pdf)>.

MONK, D. The education production function: its evolving role in policy analysis. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, Sage Publications, v. 11, n. 1, p. 31–45, 1989.

MONK, D. Subject area preparation of secondary mathematics and science teachers and student achievement. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 13, n. 2, p. 125–145, 1994.

MULLIS, I. et al. *TIMSS 2011 international results in mathematics*. [S.l.], TIMSS & PIRLS International Study Center, Lynch School of Education, Boston College, Chestnut Hill, MA and International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA), IEA Secretariat, Amsterdam, the Netherlands. 2012. Acessado em 11 de abril de 2013. Disponível em: <[http://timssandpirls.bc.edu/timss2011/downloads/T11\\_IR\\_Mathematics\\_FullBook.pdf](http://timssandpirls.bc.edu/timss2011/downloads/T11_IR_Mathematics_FullBook.pdf)>.

MURNANE, R. J.; LEVY, F. Chapter 4: Evidence from fifteen schools in Austin, Texas. In: BURTLESS, G. (Ed.). *Does money matter? The effect of school resources on student achievement and adult success*. [S.l.]: Washington, DC: Brookings Institution Press, p. 93-96, 1996.

NASCIMENTO, P. School resources and student achievement: worldwide findings and methodological issues. *Educate~ Special Issue*, v. 1, n. 1, p. 19–30, 2008.

OECD. *Education at a glance 2011: OECD indicators*. [S.l.], OECD Publishing 2011. Acessado em 11 de abril de 2013. Disponível em: <<http://www.oecd.org/edu/skills-beyond-school/48631582.pdf>>.

PEREZ, J. R. R.; NASCIMENTO, M. E. P.; PARENTE, C. M. D. *Sistema educativo nacional de Brasil: 2002*. [S.l.], Ministério da Educação de Brasil (MEC/INEP) y Organización de Estados Iberoamericanos (OEI), 2003. Acessado em 11 de abril de 2013. Disponível em: <<http://www.oei.es/quipu/brasil/#sis>>.

RIVKIN, S. G.; HANUSHEK, E. A.; KAIN, J. F. Teachers, schools, and academic achievement. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 73, n. 2, p. 417–458, 2005.

SANTOS, J. L. F. Projeção da população em idade escolar e das necessidades para o seu atendimento, no estado de São Paulo: 1965-1980. *Revista de Saúde Pública*, SciELO, v. 1, n. 1, p. 59–78, 1967.

SNYDER, T.; HOFFMAN, C. *Digest of educational statistics*. [S.l.], Washington, DC: US Department of Education, National Center for Education Statistics, 1991. (NCES, 91-697).

SOARES, S. S. D.; SÁTYRO, N. *O impacto de infra-estrutura escolar na taxa de distorção idade-série das escolas brasileiras de ensino fundamental-1998 a 2005*. [S.l.], Brasília: IPEA, 2008. (Texto para discussão, 1338).

STEELE, F.; VIGNOLES, A.; JENKINS, A. The effect of school resources on pupil attainment: a multilevel simultaneous equation modelling approach. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, Wiley Online Library, v. 170, n. 3, p. 801–824, 2007.

TODD, P.; WOLPIN, K. On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement. *The Economic Journal*, Wiley Online Library, v. 113, n. 485, p. F3–F33, 2003.

ULINE, C.; TSCHANNEN-MORAN, M. The walls speak: the interplay of quality facilities, school climate, and student achievement. *Journal of Educational Administration*, Emerald Group Publishing Limited, v. 46, n. 1, p. 55–73, 2008.

US Department of Education, Office of Postsecondary Education, Office of Policy Planning and Innovation. *Meeting the highly qualified teachers challenge: the Secretary's annual report on teacher quality*. [S.l.], Washington, DC: 2002.

VARIAN, H. R. *Microeconomia - Princípios Básicos*. 7<sup>a</sup>. ed. [S.l.]: Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. Tradução da 7<sup>a</sup> edição americana por Maria José Cyhlar e Ricardo Doninelli. ISBN 9788535216707.

VERSTEGEN, D. Efficiency and equity in the provision and reform of american schooling. *Journal of Education Finance*, JSTOR, v. 20, n. 1, p. 107–131, 1994.

VERSTEGEN, D.; KING, R. The relationship between school spending and student achievement: a review and analysis of 35 years of production function research. *Journal of Education Finance*, JSTOR, v. 24, n. 2, p. 243–262, 1998.

WENGLINSKY, H. How money matters: The effect of school district spending on academic achievement. *Sociology of Education*, ERIC, v. 70, n. 3, p. 221–37, 1997.

WOLPIN, K. Empirical methods for the study of labor force dynamics. In: WELCH, F. (Ed.). *Fundamentals of pure applied economic series*. [S.l.]: Harwood Academic Publishers, v. 60, 1995.

WOLPIN, K. I. Chapter 10: Determinants and consequences of the mortality and health of infants and children. In: ROSENZWEIG, M. R.; STARK, O. (Ed.). *Handbook of population and family economics*. [S.l.]: Elsevier, v. 1, parte A, p. 483–557, 1997.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. 1<sup>a</sup>. ed. [S.l.]: São Paulo: Cengage Learning, 2006. Tradução da 1<sup>a</sup> edição americana por Rogério César de Souza e José Antônio Ferreira. ISBN 8522104212.

WORTHINGTON, A. C. An empirical survey of frontier efficiency measurement techniques in education. *Education Economics*, Taylor & Francis, v. 9, n. 3, p. 245–268, 2001.